



# WONINGPRIJZEN: EEN REGIONAAL WONINGPRIJSMODEL

Roel Helgers & Erik Buyst





# WONINGPRIJZEN: EEN REGIONAAL WONINGPRIJSMODEL

Roel Helgers & Erik Buyst

Promotor: Prof. dr. Erik Buyst

Leuven, maart 2014





Het Steunpunt Wonen is een samenwerkingsverband van de KU Leuven, LUCA School of Arts (Sint-Lucas Brussel-Gent), de Universiteit Hasselt, de Universiteit Antwerpen en het Onderzoeksinstituut OTB van de TU Delft (Nederland).

Binnen het Steunpunt verzamelen onderzoekers van verschillende wetenschappelijke disciplines objectieve gegevens over de woningmarkt en het woonbeleid. Via gedegen wetenschappelijke analyses wensen de onderzoekers bij te dragen tot een langetermijnvisie op het Vlaamse woonbeleid.

Het Steunpunt Wonen wordt gefinancierd door de Vlaamse overheid, binnen het programma 'Steunpunten voor Beleidsrelevant Onderzoek 2012-2015'.

Gelieve naar deze publicatie te verwijzen als volgt:

Helgers R. & Buyst E. (2014), *Woningprijzen: een regionaal woningprijsmodel*, Steunpunt Wonen, Leuven, 51 p.

Voor meer informatie over deze publicatie [roel.helgers@kuleuven.be](mailto:roel.helgers@kuleuven.be), [erik.buyst@kuleuven.be](mailto:erik.buyst@kuleuven.be)

In deze publicatie wordt de mening van de auteur weergegeven en niet die van de Vlaamse overheid. De Vlaamse overheid is niet aansprakelijk voor het gebruik dat kan worden gemaakt van de opgenomen gegevens.

D/2014/4718/6 - ISBN 9789055505357

© 2014 STEUNPUNT WONEN

Niets uit deze uitgave mag worden verveelvuldigd en/of openbaar gemaakt door middel van druk, fotocopie, microfilm of op welke andere wijze ook, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever.

No part of this book may be reproduced in any form, by mimeograph, film or any other means, without permission in writing from the publisher.

p.a. Secretariaat Steunpunt Wonen  
HIVA - Onderzoeksinstituut voor Arbeid en Samenleving  
Parkstraat 47 bus 5300, BE 3000 Leuven

Dit rapport is ook beschikbaar via [www.steunpuntwonen.be](http://www.steunpuntwonen.be)

# Voorwoord

Veel van de bestaande woningmarktliteratuur heeft zich gericht op de analyse van nationale reeksen. Met de opkomst van technieken om meerdere tijdreeksen simultaan te analyseren en de toenemende beschikbaarheid van data op een meer gedisaggregeerd niveau (regionale reeksen) zijn er nieuwe stimulansen ontstaan om regionale woningmarktmodellen te specificeren. In deze studie zullen wij een regionaal woningprijsmodel voor Vlaanderen construeren dat ons in staat stelt om bepaalde geobserveerde patronen te analyseren. Een van de belangrijkste bijdragen is dat we, voor de eerste keer, voor Vlaanderen de prijselasticiteit van het aanbod expliciet, letterlijk en figuurlijk, in kaart brengen. De prijselasticiteit van het aanbod gaat na in welke mate veranderingen in het aanbod van woningen afhangt van (regionale) ontwikkelingen in de prijzen voor woningen. Een andere bijdrage is het specificeren en aantonen van een lange termijn evenwicht tussen regionale woningprijzen en de *koopkracht voor wonen*. Aangezien de *koopkracht voor wonen* samenhangt met parameters die door de (regionale) overheden worden vastgelegd kunnen we dan ook enkele beleidsaanbevelingen doen.



# Inhoud

<b>Inleiding</b>	<b>1</b>
<b>1. Een theoretisch model voor regionale woningprijsvorming</b>	<b>3</b>
<b>2. Data</b>	<b>7</b>
<b>3. Regionale differentiatie</b>	<b>9</b>
3.1 Fixed effects model	10
3.2 EM-algoritme	11
<b>4. Prijselasticiteit van het aanbod</b>	<b>13</b>
4.1 Fixed effects model	16
4.2 EM-algoritme	19
4.3 Mogelijke verklaringen	21
<b>5. De koopkracht voor wonen</b>	<b>23</b>
<b>6. Langetermijnevenwichten</b>	<b>27</b>
<b>7. Resultaten</b>	<b>29</b>
7.1 Fixed effects model	29
7.2 EM-algoritme	32
<b>8. Conclusie</b>	<b>35</b>
<b>Bijlagen</b>	<b>37</b>
<b>Bibliografie</b>	<b>43</b>

# Inleiding

In dit onderzoek construeren we een regionaal woningprijsmodel dat prijsevoluties in regionale woningmarkten tracht te verklaren aan de hand van evoluties in onderliggende variabelen, zoals de *koopkracht voor wonen* (zie infra.), en prijsevoluties in naburige woningmarkten. Met dit regionaal woningprijsmodel krijgen we een beter beeld van de determinanten van en de samenhang tussen regionale woningprijzen. Een van de (toekomstige) mogelijkheden van de huidige studie is het doen van voorspellingen omtrent de effecten van wijzigingen in woonfiscaliteit in Vlaanderen. In het huidige rapport ondernemen we echter nog geen poging hiertoe. Een andere bijkomende onderzoekspiste van dit onderzoek schuilt in het afbakenen van woningmarkten op basis van gelijkaardige geschatte prijselasticiteiten van het aanbod en schattingen voor de samenhang tussen de *koopkracht voor wonen* en woningprijzen. Meer specifiek doen we dit met behulp van econometrische technieken, zoals een *fixed effects* model en het zogenaamde EM-algoritme. Verder doen we een eerste poging om de zogenaamde prijselasticiteit van het aanbod in Vlaanderen in kaart te brengen. Aangezien de prijs van een woning tot stand komt door een ingewikkelde interactie tussen enerzijds de vraagzijde en anderzijds de aanbodzijde is het noodzakelijk beide facetten in kaart te brengen. Een grondige marktanalyse voorziet dan ook in de noodzaak om zowel vraag als aanbod, zowel apart als simultaan, te beschouwen. De eerste resultaten wijzen erop dat de prijselasticiteit van het aanbod in Vlaanderen zeer inelastisch is. Een toename van de prijs, als gevolg van een toegenomen vraag, leidt met andere nauwelijks tot een verruiming van het aanbod, maar eerder tot prijsopdrijvende effecten. Dit heeft dan ook tot gevolg dat een toename van de vraag voornamelijk leidt tot stijgende prijzen. Beleidsmatig betekent dit dat stimuli aan de vraagzijde, bijvoorbeeld de woonbonus nauwelijks leiden tot meer betaalbaar wonen, zoals de maatregel eigenlijk beoogt.

In de volgende secties zullen we elk van de hierboven genoemde aspecten toelichten. In de volgende sectie bespreken we kort een theoretisch model van regionale woningprijzen om enkele mechanismen te duiden waar we rekening mee dienen te houden in de daaropvolgende empirische uiteenzettingen. Het theoretisch model moet eerder gezien worden als een motiverend element en niet zozeer als een exhaustieve beschrijving van de werkelijkheid. In de daaropvolgende sectie geven we lezer een overzicht van de data waarvan gebruik gemaakt wordt tijdens de empirische analyses. Nadien bespreken we de methodes die wij gebruiken om het woningprijsmechanisme in onze studie regionaal te differentiëren. In een regionaal woningprijsmodel is het essentieel dat we rekening houden met een zekere mate van regionale verscheidenheid. De eerste grote pijler die we vervolgens bespreken betreft de prijselasticiteit van het aanbod. De aanbodzijde is in zowel de internationale als de Vlaamse woningmarktliteratuur minder uitvoerig bestudeerd dan de vraagzijde, omwille van haar eerder complexe aard. In deze studie doen we een eerste poging om de prijselasticiteit van het aanbod voor Vlaanderen in kaart te brengen. Uit de resultaten blijkt dat het aanbod in Vlaanderen nauwelijks reageert op schokken in prijs, ten gevolge van een afname/toename van de vraag naar woningen, wat belangrijke gevolgen heeft voor de werking van de woningmarkt en de effectiviteit van bepaalde (fiscale) beleidsmaatregelen. Het inelastische woningaanbod in Vlaanderen impliceert dan ook dat de prijsvorming voornamelijk plaatsvindt langs de vraagzijde. Net als in McQuinn en O'Reilly (2008) en Vastmans en Buyst (2011) starten we met de hypothese dat de koopkracht voor wonen, die bepaald wordt door het bedrag dat een representatief huishouden kan ontfangen bij een



financiële institutie, de bank, de belangrijkste determinant is om de lange termijn evolutie van woningprijzen te verklaren. We bespreken eerst kort de *koopkracht voor wonen* en vervolgens de methodes die we gebruiken om te valideren of de *koopkracht voor wonen* samen met prijzen in naburige gemeentes inderdaad, op lange termijn, de woningprijs bepalen. Bemerkt dat de woningprijzen in naburige gemeentes op hun beurt ook weer bepaald worden door de *koopkracht voor wonen* en dat deze dan ook gezien mag worden als de belangrijkste determinant van woningprijzen op lange termijn. In een daaropvolgende sectie tonen we de resultaten van de verschillende modellen. Hieruit zal blijken dat er inderdaad een complex evenwicht bestaat tussen woningprijzen onderling en de *koopkracht voor wonen*. De combinatie van het inelastische aanbod en de *koopkracht voor wonen* als belangrijkste determinant van woningprijzen heeft belangrijke beleidsimplicaties die we tot slot in de conclusie zullen bespreken. Een van de belangrijkste conclusies is dat het voeren van een beleid dat gericht is op de vraagzijde van de markt, onder meer door het gebruik van fiscale stimuli voor eigen woningbezit, wonen nauwelijks meer betaalbaar maakt en voornamelijk leidt tot prijsopdrijvende effecten. Dit beeld komt overeen met wat we de afgelopen jaren hebben geobserveerd in Vlaanderen, namelijk ruimere fiscale stimuli voor eigen woningbezit (de woonbonus) gecombineerd met sterk gestegen woningprijzen. Deze studie kan dan ook beschouwd worden als een boodschap in het debat rond de aankomende regionalisering van federale woonfiscaliteit.

# 1. Een theoretisch model voor regionale woningprijsvorming

We gebruiken het model dat voorgesteld werd door Beenstock en Felsenstein (2010) en een natuurlijke uitbreiding is van het model door Witte (1963). Dit theoretisch model moet niet zozeer beschouwd worden als een exacte replica van de werkelijkheid, aangezien vele factoren niet worden belicht, maar als een illustratie van de mechanismes die werkzaam zijn op de woningmarkt en een motivatie voor de verdere empirische specificaties.<sup>1</sup> Het is zeker niet de bedoeling om de lezer onder te dompelen in een mathematische warboel en de achterliggende ideeën zouden ook duidelijk moeten worden zonder de onderstaande vergelijkingen heel uitgebreid te bestuderen.

Veronderstel dat er 2 regio's zijn ( $A$  en  $B$ ) en dat de totale populatie ( $Q_{At}+Q_{Bt}$ ) gelijk is aan  $Q$ . De populatie die ervoor kiest om in regio  $A$  te wonen wordt bepaald door het volgende migratiemodel:

$$Q_{At} = \varphi_0 - \varphi_1 P_{At} + \varphi_2 P_{Bt}$$

Waar  $P_{At}$  de woningprijs in regio  $A$  weergeeft en  $P_{Bt}$  de woningprijs in regio  $B$ . De parameters  $\varphi_1$  en  $\varphi_2$  geven op hun beurt de preferenties weer van de bevolking en impliceren bijgevolg ook dat regio's geen perfecte substituten voor elkaar zijn.<sup>2</sup> Merk op dat de vraag naar woningen in regio  $A$ ,  $Q_{At}$ , afneemt wanneer de prijs in regio  $A$ ,  $P_{At}$ , toeneemt. De mate waarin de vraag afneemt hangt af van de parameter  $\varphi_1$ . Indien  $\varphi_1$  relatief hoog is zal een toename van de prijs leiden tot een sterke afname van de vraag in regio  $A$ . Merk op dat de vraag naar woningen in regio  $A$  ook afhangt van de prijs in regio  $B$ ,  $P_{Bt}$ . Veronderstel nu bijvoorbeeld dat de 2 regio's die we hier beschouwen Leuven en Brussel zijn. Het is intuïtief om te veronderstellen dat wanneer de prijs voor woningen in Brussel toeneemt mensen die nog geen woning bezitten besluiten om een woning te kopen in Leuven en dagelijks tussen Leuven en Brussel te forenzen (uiteraard veronderstellen we hier even voor de simplicitéit dat alle werkgelegenheid zich bevindt in Brussel). Aangezien de reistijd tussen Leuven en Brussel eerder kort is zouden we hier dan ook kunnen veronderstellen dat de parameter  $\varphi_2$  hoog is (Brussel en Leuven zijn goede substituten). Wanneer we echter de regio's Brussel en Roeselare als uitgangspunt nemen kunnen we veronderstellen dat de parameter  $\varphi_2$  relatief laag is, aangezien Brussel en Roeselare minder goede substituten voor elkaar zijn (de afstand en reistijd zijn eenvoudigweg (te) groot). De parameter  $\varphi_0$  geeft de autonome vraag naar woningen in regio  $A$  weer. Wanneer regio  $A$  een zeer aantrekkelijke regio is waar mensen graag willen wonen zal de parameter  $\varphi_0$  relatief hoog zijn. Mensen zijn bereid, ondanks een mogelijk hoge prijs, te wonen in regio  $A$ . De vraag naar woningen in regio  $B$  kan bijgevolg ook geschreven worden als:

$$Q_{Bt} = Q_t - Q_{At}$$

Iedereen die niet in regio  $A$  gaat wonen, gaat wonen in regio  $B$ . Nadat we de vraagzijde hebben besproken kunnen we ook de aanbodzijde bespreken. Het model veronderstelt dat de constructie-

<sup>1</sup> Een model is immers altijd een vereenvoudigde weergave van de werkelijkheid.

<sup>2</sup> Indien regio  $A$  en  $B$  perfecte substituten zijn is de vraag naar woningen in  $A$  gelijk aan de volledige populatie wanneer de prijs in regio  $A$  lager is dan de prijs in regio  $B$  en omgekeerd.

kost gelijk is in regio's A en B en dat bouwheren daar bouwen waar zij hun winst kunnen maximaliseren. Ook hier veronderstelt het model echter imperfecte substitutie. De constructie  $h$  in regio's A en B kan als volgt geschreven worden:

$$h_{At} = \eta_{A0} + \eta_{A1}P_{At} - \eta_{A2}P_{Bt}$$

$$h_{Bt} = \eta_{B0} + \eta_{B1}P_{Bt} - \eta_{B2}P_{At}$$

Waar  $\eta_{A0}$  en  $\eta_{B0}$  weergeven hoe productief de constructie is in regio's A en B. Bouwheren zullen dus meer bouwen in regio A, wanneer de prijs in regio A hoog is (een lucratieve markt) en zullen meer gaan bouwen in regio B (ten koste van regio A) wanneer de prijs in regio B relatief hoog is. Het woningbestand in het begin van periode  $t$  in beide regio's kan als volgt worden weergegeven.

$$H_{jt} = H_{j,t-1} + h_{j,t-1} - d_{j,t-1} \text{ waar } j = A, B$$

En  $d_{j,t-1}$  het aantal gesloopte woningen weergeeft op moment  $t - 1$  in regio  $j$ . Het woningbestand in iedere regio is bijgevolg gelijk aan het aantal woningen aan het begin van de vorige periode vermeerderd met het aantal woningen dat gebouwd is tijdens de vorige periode en vermindert met het aantal woningen dat gesloopt werd tijdens de vorige periode. We kunnen het model nu verder oplossen terwijl we gebruik maken van de assumptie dat  $d_{j,t-1} = \delta H_{j,t-1}$  (een vaste fractie  $\delta$  van het woningbestand wordt iedere periode gesloopt). Een evenwicht op de hypothetische woningmarkt  $j$  komt tot stand wanneer  $H_{jt} = Q_{jt}$ . De vraag naar woningen is op dat moment gelijk aan het aanbod van woningen in markt  $j$ .

Wanneer we het model nu oplossen naar woningprijzen bekomen we de volgende vergelijkingen voor de woningprijzen in regio's A en B:

$$P_{At} = \frac{1}{\varphi_1} [\varphi_0 - \eta_{A0} - \eta_{A1}P_{A,t-1} + \varphi_2 P_{Bt} + \eta_{A2}P_{B,t-1} - (1 - \delta)H_{A,t-1}]$$

$$P_{Bt} = \frac{1}{\varphi_2} [Q - \varphi_0 - \eta_{B0} - \eta_{B1}P_{B,t-1} + \varphi_1 P_{At} + \eta_{B2}P_{A,t-1} - (1 - \delta)H_{B,t-1}]$$

De prijs voor woningen in regio A op moment  $t$  hangt dus af van de prijs van woningen in regio B (+), de autonome vraag naar woningen (+),  $\varphi_0$ , het woningbestand (-),  $H_{A,t-1}$ , en de productiviteit van de constructiesector (-),  $\eta_{A0}$ , in regio A. Het verband tussen de prijs van woningen in regio A en de variabelen die de woningprijs verklaren is intuïtief. Veronderstel bijvoorbeeld dat de prijs van woningen in regio B toeneemt. Als gevolg besluiten sommige mensen om te verhuizen naar regio A. Aangezien er nu meer vraag in regio A naar woningen is kunnen de prijzen toenemen in regio A (verkopers in regio A weten immers dat regio A een alternatief vormt voor regio B, waar de prijzen hoog zijn). Veronderstel verder bijvoorbeeld dat regio A een zeer aantrekkelijke regio is, of meer aantrekkelijk wordt (een hoge waarde, of een toename van,  $\varphi_0$ ). Dit impliceert dat de vraag naar woningen toeneemt, wat eveneens een stijging van de woningprijzen teweegbrengt. Een toename van het woningbestand in regio A,  $H_{A,t-1}$ , impliceert dat er meer woningen zijn voor eenzelfde vraag. Kopers hebben dan meer keuzevrijheid en kunnen bijgevolg een lagere prijs voor een woning bedingen. Ondanks het feit dat we hier spreken over een migratiemodel zijn al deze elementen intuïtief en toepasbaar op set van willekeurige woningmarkten.

Een langetermijnevenwicht impliceert dat de prijzen stabiel zijn in beide markten. Wanneer we nu veronderstellen dat de  $P_{Bt} = P_{B,t-1} = P_B$  en  $P_{At} = P_{A,t-1} = P_A$ , dan kunnen we de bovenstaande vergelijkingen herschrijven als:

$$P_A = \pi_0 + \pi_1 P_B - \pi_2 H_A$$

Waar  $\pi_0 = (\varphi_0 - \eta_{A0})/(\varphi_1 + \eta_{A1})$ ,  $\pi_1 = (\varphi_2 - \eta_{A2})/(\varphi_1 + \eta_{A1})$  en  $\pi_2 = (1 - \delta)/(\varphi_1 + \eta_{A1})$ . De prijs in regio A hangt dus af van de autonome vraag naar regio A, de prijs in regio B en het woningbestand in regio A. Merk op dat deze autonome vraag eenvoudig gekoppeld kan worden aan de *koopkracht voor wonen*, die we later toelichten. Huishoudens zijn bereid om een bepaald deel van hun inkomen te spenderen om woonachtig te zijn in een bepaalde regio. Dit eenvoudige model is een migratiemodel waar ieder individu binnen de populatie beslist of hij zich gaat vestigen in regio A of in regio B. In werkelijkheid echter spreken we echter over nieuwe huishoudens die een woning nodig hebben en het woningbestand dat nog niet volzet is. Het aantal woongelegenheden is op dat moment minder belangrijk dan het nog beschikbare woningbestand. We kunnen echter wel eenzelfde conclusie trekken. Indien markt A gekenmerkt is door een groot tekort, maar gekenmerkt wordt door een hoge vraag (bv. omwille van haar aantrekkelijkheid) zal dit de woningprijs opwaarts stuwen. Indien markt B gekenmerkt wordt door een relatief overschot en een eerder beperkte vraag zal er hier aanvankelijk geen druk op de markt zijn. De stijgende woningprijs in markt A leidt er echter toe dat sommige huishoudens zullen besluiten om te verhuizen naar markt B, wat ook daar zal leiden tot een toename van de woningprijs. Dit proces zal doorgaan totdat beide markten in evenwicht zijn. Bemerk dat dit niet impliceert dat de prijzen voor woningen in beide markten noodzakelijk gelijk zijn. Prijsverschillen kunnen nog steeds bestaan omwille van het feit dat een bepaalde regio nou eenmaal meer aantrekkelijk is dan de andere regio. De aandachtige lezer zal verder ook opmerken dat dit model een aantal facetten ontbeert. Dit model dient dan ook slechts ter illustratie van een aantal mechanismen die werkzaam zijn.

In de volgende secties gaan we de verschillende verklaringen die naar voren worden geschoven in het theoretisch model belichten. Eerst geven we de lezer echter een overzicht van de data die gebruikt zal worden in verschillende analyses. In een volgende sectie zullen bespreken op welke mate we regionaal differentiëren. Aangezien we 306 gemeentes<sup>3</sup> in Vlaanderen beschouwen is het onwaarschijnlijk dat het woningprijsmechanisme gelijkaardig is voor alle gemeentes. We zullen dan ook eerst enkele methoden bespreken om het woningprijsmechanisme regionaal differentiëren. Vervolgens bespreken we de prijselasticiteit van het aanbod. In de woningmarktliteratuur wordt geopperd dat de aanbodzijde veelal onderbelicht is gebleven in verhouding tot de vraagzijde. Ook in Vlaanderen is er nog weinig tot geen onderzoek verricht naar de prijselasticiteit van het aanbod. Deze studie doet dan ook een eerste poging om de prijselasticiteit van het aanbod in Vlaanderen, letterlijk en figuurlijk, in kaart te brengen. Uit de analyse blijkt dat het aanbod in Vlaanderen nauwelijks reageert op wijzigingen in prijzen en dus prijsinelastisch is. In een markt die gekenmerkt wordt door een inelastische aanbodzijde zullen veranderingen in de prijs het gevolg zijn van ontwikkelingen aan de vraagzijde, hetgeen de deuren opent voor de *koopkracht voor wonen*. McQuinn en O'Reilly (2008) en Vastmans en Buyst (2011) onderzochten reeds eerder (en vonden evidentie voor) de hypothese dat woningprijzen op lange termijn bepaald worden door het bedrag dat een representatief huishouden kan ontlenen, *de koopkracht voor wonen*, bij een financiële institutie, de bank. Wij zullen de *koopkracht voor wonen* dan ook kort toelichten en bespreken daarna kort de methoden die

<sup>3</sup> De gemeentes Herstappe en Mesen worden omwille van gebrek aan voldoende data niet in onze analyses opgenomen.

gebruikt zullen worden om een langetermijnevenwicht in onze setting te bekrachtigen/ontkrachten. Aangezien deze studie tracht een regionaal woningprijsmodel te construeren en we dus meerdere tijdreeksen dienen te analyseren zullen de methoden licht verschillen van diegene gebruikt in de eerder genoemde studies. Ook dienen we in het regionaal woningprijsmodel rekening te houden met prijsontwikkelingen in naburige regio's. Uit de analyse zal blijken dat de woningprijzen in een willekeurige gemeente inderdaad afhangen van de *koopkracht voor wonen* in de betreffende gemeente, maar ook van prijzen in naburige gemeentes. Tot slot zullen we in de conclusie een overzicht geven van de gevonden resultaten en bespreken we enkele beleidsimplicaties op basis van de resultaten gevonden in deze studie.

## 2. Data

Voor dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van een aantal belangrijke bronnen van data. We willen hier dan ook even de gelegenheid nemen om de mensen van ADSEI te bedanken voor hun medewerking. In tabel 1 vindt de lezer een ruw overzicht van de gebruikte data.

**Tabel 1** Een overzicht van de data en hun bronnen

Data	Bron	Beschrijving
Woningprijzen	ADSEI	Gemiddelde, mediane en kwartiel prijzen voor iedere gemeente voor de periode 1973-2011
Interestvoeten	Vastmans et al. (2011)	Hypotheekrentevoeten gebaseerd op de gecombineerde data van ASLK-Fortis-, MIR- en RIR-interestvoeten
Fiscale inkomensstatistieken	ADSEI	Totaal netto belastbaar inkomen voor iedere gemeente, het aantal aangiften, mediane/gemiddelde inkomen per inwoner/aangifte voor inkomstenjaren 1976-2009
Bouwvergunningen	ADSEI	Het aantal verleende bouwvergunningen per gemeente voor de periode 1996-2009
Gebouwenpark	ADSEI	Het aantal gebouwen/woongelegenheden per gemeente voor de periode 1992-2013
Huishoudens	ADSEI	Het aantal private en collectieve huishoudens voor de periode 1989-2009

De data betreffende de woningprijzen werden bekomen van de Algemene Directie voor Statistiek en Economische Informatie (ADSEI) en bevatten zowel het gemiddelde, als de verschillende kwartiel-prijzen op gemeentelijk niveau voor de periode 1973 tot en met 2011 ( $T = 38$ ). De data zijn in principe geaggregeerd op kwartaalbasis, maar we hebben deze geaggregeerd tot jaarlijkse data teneinde seizoenseffecten te elimineren.<sup>4</sup> Verder zijn andere belangrijke variabelen, zoals de fiscale inkomens enkel op jaarlijkse basis beschikbaar, hetgeen de keuze om te aggregeren op jaarlijkse basis vergemakkelijkt.

Teneinde een beeld te schetsen van het beschikbare gezinsinkomen maken we gebruik van de fiscale inkomensstatistieken van ADSEI. De fiscale inkomensstatistieken zijn beschikbaar voor de jaren 1976-2009 op gemeentelijk niveau. We maken gebruik van het totaal netto belastbaar inkomen, de gemiddelde aanslagvoet en het totale aantal aangiftes. Door middel van het totaal netto belastbaar inkomen per gemeente te delen door het totale aantal (administratieve) huishoudens krijgen we een beeld van het gemiddelde netto belastbaar inkomen per huishouden. Wanneer we dit vervolgens vermenigvuldigen met  $(1-\tau)$ , waar  $\tau$  de gemiddelde aanslagvoet weergeeft bekomen we het gemid-

<sup>4</sup> De opsplitsing naar data op kwartaalbasis geeft niet noodzakelijk meer inzicht in de werking van de woningmarkt. Verder zijn verschillende andere variabelen enkel op jaarlijkse basis beschikbaar, wat deze keuze nog meer voor de hand liggend maakt.

delde beschikbare inkomen per huishouden. Uiteraard zijn er belangrijke nadelen aan deze aanpak verbonden. Zo bevatten de fiscale inkomensstatistieken geen gegevens inzake belastingaftrekken (belastingaftrekken behoren wel tot het inkomen, maar zijn reeds in mindering gebracht bij de berekening van het netto belastbaar inkomen). Ook worden gepensioneerden en huurders opgenomen in de inkomensstatistieken. Voor meer informatie met betrekking tot (de mogelijkheden van) de fiscale inkomensstatistieken verwijzen we naar het rapport *Fiscale inkomensstatistieken als bron van woningmarktonderzoek* (Vastmans, Helgers & Buyst, 2013).

Data omtrent de hypothecaire rentevoeten halen wij uit *Het Vlaams woningmarktmodel* (Vastmans et al., 2011). De auteurs hebben in deze bijdrage de tijdreeks voor de nominale hypotheekrente voor de Belgische vastgoedmarkt samengesteld op basis van de door Nationale Bank van België aangeleverde data. Aangezien geen gestandaardiseerde tijdreeks bestaat voor de gehele beschouwde periode hebben we hier de bestaande tijdreeks als uitgangspunt genomen. Teneinde een tijdreeks te bekomen voor de periode van 1970 tot en met 2008 (vanaf 2008 kunnen wij wel gegevens van de NBB gebruiken) gebruikten zij de gegevens van verschillende tijdreeksen, zoals de ASLK interestvoeten en de MIR- en RIR-interestvoeten.<sup>5</sup>

Verder maken wij in dit onderzoek gebruik van de data betreffende de statistieken omtrent bouwvergunningen en begonnen woningen en de evolutie van het aantal huishoudens die ons allen ter beschikking werden gesteld door ADSEI. Een andere belangrijke databron is het gebouwenpark van ADSEI. Uit het gebouwenpark kan informatie gehaald worden omtrent het totale aantal gebouwen en woongelegenheden voor iedere gemeente voor ieder jaar. Aangezien niet alle bronnen van data voor iedere periode en iedere gemeente beschikbaar zijn gebruiken we voor iedere analyse de meest ruime doorsnede waarvoor alle data beschikbaar zijn.

---

<sup>5</sup> Voor een uitgebreid overzicht van de samenstelling van de tijdreeks, zie Vastmans et al. (2011).

### 3. Regionale differentiatie

Zoals reeds aangehaald in het theoretisch model willen we een econometrisch model specificeren waarin de woningprijzen in regio  $i$  een functie zijn van zowel de *koopkracht voor wonen* in regio  $i$ , als de woningprijzen in naburige regio's en eventuele andere variabelen die verklaring kunnen bieden voor de woningprijzen in regio  $i$ . Econometrisch en conceptueel hebben we verschillende mogelijkheden die we hieronder zullen toelichten. Het belangrijkste onderscheid tussen de verschillende mogelijkheden betreft de mate waarin regionale differentiatie van het woningprijsmechanisme wordt toegelaten.

Indien we bijvoorbeeld veronderstellen dat alle parameters gelijk zijn voor alle Vlaamse gemeenten kunnen we werken met een zogenaamd *pooled regression* model. Dit model schat een enkele set van parameters (een parameter voor iedere verklarende variabele plus een enkele constante) voor alle Vlaamse gemeenten en laat bijgevolg geen regionale differentiatie toe. Dit model moet dan ook gezien worden als een gemiddelde overheen de ruimte en is bijgevolg waarschijnlijk niet geschikt om een regionaal woningprijsmodel mee te construeren, aangezien het onwaarschijnlijk is dat het woningprijsmechanisme overheen Vlaanderen identiek is. Aan de andere kant van het spectrum bevinden zich de modellen die volledige heterogeniteit van parameters overheen de ruimte toelaten (zie o.a. Pesaran & Smith, 1995 en Holly *et al.*, 2010 voor meer uitleg). Dit type model schat een aparte regressievergelijking voor iedere regio (gemeentes in onze dataset) en baseert haar conclusies op een gemiddelde van al deze individuele schattingen. Aangezien we 308 Vlaamse gemeentes als uitgangspunt nemen leidt dit type model tot een heel spectrum aan coëfficiënten die ook allemaal apart dienen geïnterpreteerd te worden, hetgeen algemene conclusies bemoeilijkt. Bovendien is het apart schatten van een regressievergelijking voor iedere gemeente niet wenselijk, gezien de eerder beperkte tijdsdimensie in onze dataset (1989-2009). Dit zou waarschijnlijk leiden tot eerder inaccurate schattingen, omwille van het eerder beperkte aantal observaties voor iedere gemeente.

De nadelen verbonden aan ieder van de hierboven genoemde opties impliceren dat we de gulden middenweg dienen te zoeken, waarin we een beperkte mate van regionale differentiatie toelaten, zonder dat we statistische kracht verliezen en de resultaten eerder inaccuraat worden. We bespreken een tweetal mogelijke opties. Een eerste mogelijkheid betreft een zogenaamd *fixed effects* model, waar er 1 coëfficiënt geschat wordt voor elke verklarende variabele, maar voor iedere gemeente een individuele constante wordt geschat. De individuele constante, het zogenaamde *fixed effect*, kan in onze setting geïnterpreteerd worden als een locatie-effect. Een andere mogelijkheid om regionale differentiatie in ons model te incorporeren betreft het gebruik van een zogenaamd EM-algoritme. Het EM-algoritme werd geïntroduceerd door Dempster *et al.* (1977) en vormt een mooie compromis tussen enerzijds *pooled regression* modellen en anderzijds modellen met volledig heterogene coëfficiënten. In de onderstaande sectie zullen wij elk van deze twee opties meer in detail bespreken.



### 3.1 Fixed effects model

Een zogenaamde *fixed effects* regressie schat op basis van het totale aantal observaties een coëfficiënt voor iedere verklarende variabele (bv. de *koopkracht voor wonen*) en  $N$  intercepten, voor de  $N (=306)$  gemeentes in onze dataset. De coëfficiënten voor de verschillende verklarende variabelen variëren dus niet overheen de ruimte (en tijd), maar het *fixed effect* wordt wel apart geschat voor iedere gemeente. Een mogelijke interpretatie van deze variërende constante is het gemeente-specifieke locatie-effect. Het *fixed effect* dient tevens om onobserveerbare heterogeniteit *die constant is overheen de tijd* op te vangen. Deze assumptie is *cruciaal*. Het aantal te schatten parameters is eerder beperkt, hetgeen de interpretatie van de resultaten vergemakkelijkt. Econometrisch kan het *fixed effects* model als volgt weergegeven worden:

$$P_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

De woningprijs in gemeente  $i$  op tijdstip  $t$  is gelijk aan de som van een *fixed effect*  $\alpha_i$ ,  $\beta$  keer de verklarende variabele, bijvoorbeeld de *koopkracht voor wonen* (hier meer algemeen weergegeven als  $X_{it}$ ), in gemeente  $i$  op tijdstip  $t$  en een onverklaard gedeelte, de storingsterm  $\varepsilon_{it}$ , in gemeente  $i$  op tijdstip  $t$ . Deze simpele regressie veronderstelt dus dat de woningprijs een functie is van een locatie-specifiek effect en een enkele verklarende variabele. Uiteraard kan dit eenvoudig worden uitgebreid naar meerdere verklarende variabelen.

Een verdere complicatie van het door ons te schatten model is het meenemen van prijsinformatie in buurgemeenten. In de econometrische literatuur is er stroming ontstaan, de zogenaamde *spatial econometrics* literatuur, die haar aandacht vestigt op het expliciet in rekening nemen van de geografische ligging van de *units of observation* (de gemeentes in onze dataset). Het theoretisch model bracht reeds naar voren dat we rekening dienen te houden met prijzen in naburige regio's, aangezien deze expliciet verschijnen in de prijsvergelijking voor iedere regio. In de *spatial econometrics* literatuur wordt dit verschijnsel ook wel vertaald in een zogenaamd *spatial lag* model. In de analyse van tijdreeksen was het reeds gebruikelijk om een zogenaamde *lagged dependent variable*, ofwel een vertraagde afhankelijke variabele op te nemen om de waarde van de afhankelijke variabele in de huidige periode te kunnen voorspellen. In de *spatial econometrics* literatuur wordt dit ook toegepast door een *spatially lagged dependent variable* op te nemen. Er wordt met andere woorden een geografisch gewogen gemiddelde van de waarden van de variabele in naburige gemeentes opgenomen als voorspeller voor de waarde van de variabele in de regio onder beschouwing.

Voorbeeld regressie tijdreeksanalyse:

$$P_{it} = \alpha + \rho P_{i,t-1} + \beta X_{it} + \epsilon_{it}$$

Voorbeeld regressie *spatial econometrics*:

$$P_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} P_{jt} + \beta X_{it} + \epsilon_{it}$$

Uiteraard is het definiëren van een *lagged value* meer complex dan in de analyse van tijdreeksen, gezien de tweedimensionale (of zelfs 3, wanneer we veronderstellen dat er rekening dient gehouden te worden met de hoogte) setting waarin we werken (het causaal effect in tijdreeksanalyse kan slechts kan simpelweg 1 richting uit, namelijk van het verleden naar het heden). Er dient met andere woorden rekening gehouden te worden met de meer complexe patronen en richtingen waarin de

causaliteit kan gaan. Bovendien dienen *a priori* gewichten gedefinieerd te worden die de mate van ruimtelijke afhankelijkheid weergeven. Deze gewichten dienen door de onderzoeker vastgelegd te worden. Vaak worden hiervoor eenvoudige criteria gebruikt zoals een zogenaamd *contiguity* criterium, waar enkel de waardes van regio's die aan de regio onder beschouwing grenzen worden opgenomen in de *spatial lag*, of een zogenaamd *inverse distance* criterium, waar een regio een relatief lager gewicht krijgt in het gewogen gemiddelde wanneer deze regio verder van de regio onder beschouwing gelegen is. Ook zijn de normale schatters, zoals de kleinste kwadratenschatter, niet meer geldig in het *spatial lag* model. Teneinde deze complicaties econometrisch op te lossen zijn verschillen methoden en schatters ontwikkeld. Het bespreken van deze verschillende mogelijkheden valt buiten het bestek van deze tekst. De lezer kan echter uitstekende overzichten vinden in Anselin (1988; 2003).

Econometrisch kan het *fixed effects* model met een *spatial lag* als volgt geschreven worden:

$$P_{it} = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} P_{jt} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

De woningprijs is nu dus niet enkel een functie van een locatie-specifiek effect en de *koopkracht voor wonen*, maar ook van woningprijzen in naburige gemeentes, weergegeven door de term  $\rho \sum_{j=1}^N w_{ij} P_{jt}$ .

## 3.2 EM-algoritme

Het EM-algoritme, dat werd geïntroduceerd door Dempster *et al.* (1977), biedt een mooie compromis tussen enerzijds modellen met een enkele set van parameters en de modellen met volledig heterogene parameterschattingen. De onderzoeker definieert *a priori* het aantal klassen  $S$ , waar  $S$  kleiner is dan  $N$  en groter is dan 1. Indien  $S$  gelijk is aan 1 spreken we over het simpele *pooled regression* model. Wanneer  $S$  gelijk is aan  $N$  spreken we over een model met volledig heterogene coëfficiënten. Het grote voordeel aan het EM-algoritme is dat het algoritme zelf bepaalt welke gemeentes tot welke klasse behoren (de onderzoeker hoeft dus niet *a priori* veronderstellingen te maken, hetgeen arbitrair is) en gelijktijdig voor elke klasse  $s$  een set van parameters schat. De onderzoeker bepaalt met andere woorden enkel het aantal klassen  $S$  en de specificatie van het model (welke verklarende variabelen worden opgenomen in de regressie). Aangezien het EM-algoritme een iteratief proces is dient de onderzoeker ook zelf het maximale aantal iteraties of het convergentie-criterium (als het verschil tussen 2 opeenvolgende iteraties kleiner is dan een bepaalde waarde is er sprake van convergentie) te bepalen. Een mooi voorbeeld van een toepassing van het EM-algoritme in de woningmarktliteratuur kan gevonden worden in Van Dijk *et al.* (2011). De auteurs vonden in de betreffende studie 2 clusters van regio's met een verschillende prijsdynamiek in Nederland.

Het grote voordeel aan deze techniek is dus dat we niet alleen de parameters van het model schatten, maar ook een beeld krijgen van regionale woningmarkten. Gemeentes met een gelijkaardige interne (en onderlinge) prijsdynamiek zullen immers met grote waarschijnlijkheid tot dezelfde klasse gaan behoren.

Econometrisch kan het EM-algoritme als volgt worden geschreven:

$$P_{it} = \alpha_{s_i} + \beta_{s_i} X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Waar het subscript  $s_i$  de klasse  $s$  weergeeft waartoe gemeente  $i$  behoort. Teneinde de waarde van alle parameters voor de verschillende klassen  $s$  te berekenen en de kans voor iedere gemeente  $i$  dat zij tot klasse  $s$  behoort, maximaliseert het EM-algoritme de onderstaande *full data likelihood function*:

$$l(P, S; \theta) = \prod_{i=1}^N \left( \prod_{s=1}^S (\pi_s \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_i} \phi(\varepsilon_{i,t}^s / \sigma_i))^{I[s_i=s]} \right)$$

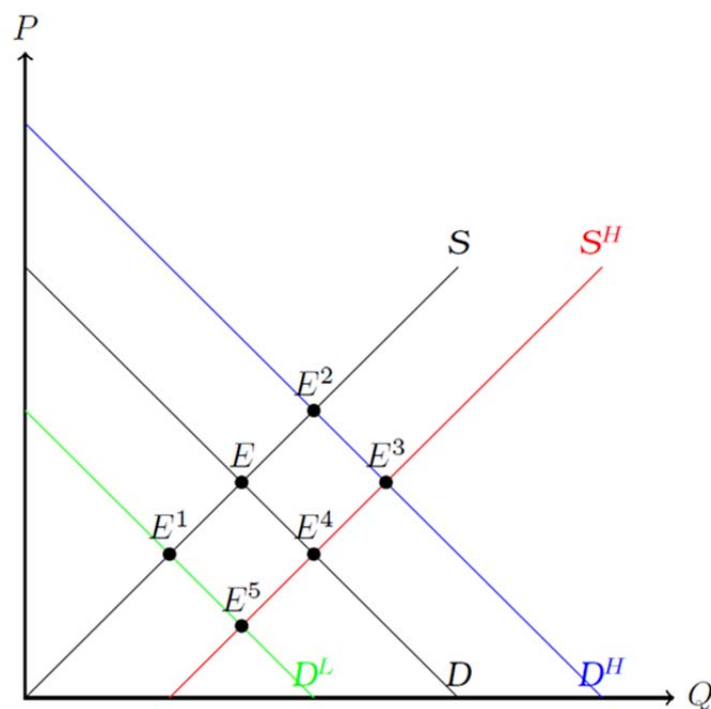
Ook hier zouden we graag rekening houden met woningprijzen in naburige gemeentes om de woningprijs in de gemeente onder beschouwing te kunnen verklaren. Tot op heden bestaat er echter nog geen werk dat de technieken gangbaar in *spatial econometrics* combineert het met EM-algoritme. Daarom zullen we in de onderstaande empirische analyses afzien van het combineren van het EM-algoritme met een model waarin woningprijzen in naburige regio's worden opgenomen.

## 4. Prijselasticiteit van het aanbod

Een van de belangrijkste vraagstukken binnen de woningmarktliteratuur betreft de zogenaamde prijselasticiteit van het aanbod. De economische literatuur veronderstelt dat voor vele marktgoederen een verandering in de prijs leidt tot een verandering van het aanbod van het marktgoed. Zo zal een toename van de prijs vaak gevolgd worden door een verruiming van het aanbod aangezien dit lucratieve perspectieven biedt voor een individuele aanbieder. Hoewel ook binnen de woningmarktliteratuur onderzoek is gedaan naar de prijselasticiteit van het aanbod is dit vraagstuk eerder onderbelicht gebleven, getuige ook de paper *Why don't we know more about housing supply?* van Denise DiPasquale (1999). Ook Green *et al.* (2005) argumenteerden dat ondanks overzichten door Quigley (1979), Olsen (1987) en Smith *et al.* (1988) de prijselasticiteit van het aanbod relatief onderbelicht is gebleven. Green *et al.* (2005) stellen dat de aanbodcurve op korte en middellange termijn een ongewone karakteristiek vertoont in vergelijking met de aanbodcurves van andere marktgoederen. Zij stellen enerzijds dat een neerwaartse aanpassing van het aanbod niet evident is, aangezien woningen een duurzaam goed zijn, en anderzijds dat een opwaartse aanpassing van het aanbod eveneens niet evident is in een omgeving waar er restricties zijn op de hoeveelheid land die aangewend kan worden om te bouwen.

De verwevenheid tussen vraag, aanbod en prijs impliceert dat het niet voldoende is om simpelweg te kijken naar verschuivingen in de prijs en verschuivingen in het aanbod, vermits dat verschuivingen in de prijs ook het gevolg kunnen zijn van verschuivingen in de vraag. Dit wordt in de economische literatuur het zogenaamde endogeniteitsprobleem genoemd. Figuur 1 illustreert het probleem meer in detail:

**Figuur 1** Vraag- en aanboddiagram



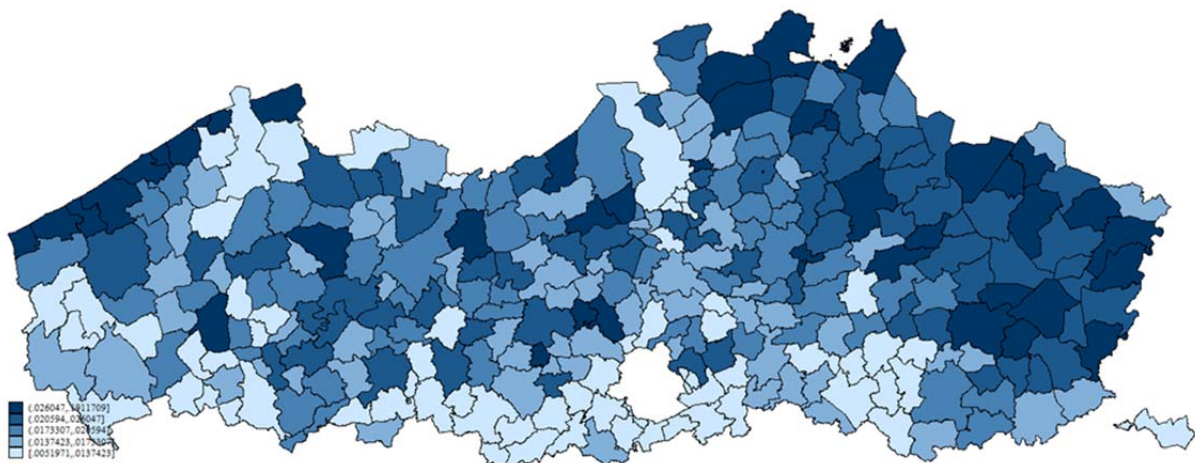
Veronderstel dat we een simpele regressie zouden uitvoeren op de relatie tussen de kwantiteit van het aanbod ( $S^H$ ), bijvoorbeeld gemeten door de hoeveelheid verleende bouwvergunningen in een bepaalde periode in een bepaalde gemeente, en de prijs op de markt ( $P$ ). Veronderstel dat we geen onderscheid zouden maken tussen aanbod- en vraagschokken. Indien het evenwicht dan telkens zou verschuiven van  $E$  naar  $E^3$  en terug zou de regressieanalyse aantonen dat de aanbodcurve volledig elastisch/vlak is en dat met andere woorden een toename van de prijs leidt tot een onmiddellijke verruiming van het aanbod en omgekeerd, terwijl we eigenlijk verschuivingen *van* de aanbodcurve meten en niet zozeer verschuivingen *over* de aanbodcurve. Om een goed beeld te krijgen van de aanbodelasticiteit dienen we dan ook zeker te weten dat prijsstijgingen/prijzdalingen het gevolg zijn van verschuivingen *over* de vraagcurve. We dienen dan ook verschuivingen van het aanbod te regresseren op verschuivingen in prijs die te wijten/danken zijn aan vraagschokken (verschuivingen van de vraagcurve, bv. van  $D$  naar  $D^H$ ) om een goed beeld te krijgen van de helling/elasticiteit van de aanbodcurve.

Teneinde econometrisch na te gaan hoe prijs (in)elastisch het aanbod in Vlaanderen is maken we gebruik van een publicatie van Green *et al.* (2005) in de *American Economic Review*. In deze paper schatten de auteurs de aanbodelasticiteit voor 45 stedelijke gebieden (*Metropolitan Statistical Areas* in de Verenigde Staten) op basis van jaarlijkse data voor een periode van 18 jaar (1979-1996). Als afhankelijke variabele gebruiken zij de groeivoet van het aantal verleende bouwvergunningen vermenigvuldigt met 2,5 (de gemiddelde grootte van een huishouden) gedeeld door de totale populatie en als onafhankelijke variabele de *vertraagde* (1 jaar) groeivoet van een *repeat-sales* prijsindex op basis van data van *Fannie Mae*. De auteurs gebruiken de vertraagde waarde van de groeivoet om het eerder genoemde endogeniteitsprobleem op te lossen. Nadien gebruiken de auteurs de geschatte aanbodelasticiteiten als afhankelijke variabele in een nieuwe regressie en proberen zij de aanbodelasticiteiten te verklaren aan de hand van variabelen zoals de totale populatie, belastingvoeten, enz.

Aangezien we in dit rapport slechts een eerste beeld trachten te krijgen van de prijselasticiteit van het aanbod zullen we enkel proberen om een eerste beeld te krijgen van de aanbodelasticiteit.

In de huidige studie maken we eveneens gebruik van de data omtrent het aantal verleende bouwvergunningen. Deze statistiek wordt sinds 1996 voor iedere gemeente in België gedigitaliseerd bijgehouden door ADSEI. Waar Green *et al.* (2005) gebruik maakten van het getal 2,5 en de totale populatie hebben wij de beschikking over het aantal huishoudens (sinds 1989) voor iedere Vlaamse gemeente. We kunnen met andere woorden het aantal bouwvergunningen eenvoudig delen door het totale aantal huishoudens per gemeente voor een gegeven jaar. Aangezien dit slechts één mogelijke manier om veranderingen in het aanbod te monitoren en we graag zeker willen weten dat onze resultaten robuust zijn gebruiken we ook een aantal andere mogelijke afhankelijke variabelen. Een tweede mogelijkheid om onze afhankelijke variabele te definiëren is het aantal bouwvergunningen te delen door het totale aantal woongelegenheden. Een groot voordeel is dat we nu meer een idee krijgen van (aankomende) veranderingen in de totale stock van woningen. Een derde mogelijkheid is de verandering in het aantal woongelegenheden te delen door het aantal huishoudens bij aanvang van het jaar. Een laatste mogelijkheid is de verandering in het totale aantal woongelegenheden te delen door het aantal woongelegenheden aan het begin van het respectievelijke jaar. Aangezien ook de mogelijkheid bestaat dat de prijselasticiteit van het aanbod verschillend is voor woonhuizen en appartementen hebben we de bovenstaande variabelen ook nog apart gedefinieerd voor woonhuizen en appartementen.<sup>6</sup>

**Figuur 2** Aantal bouwvergunningen gedeeld door het aantal huishoudens (gemiddelde voor de periode 1996-2009)



Figuur 2 geeft een beeld van de gemiddelde waarde van de eerste afhankelijke variabele voor iedere gemeente. De kaart geeft het gemiddelde weer overheen de tijd van het aantal bouwvergunningen dat verleend werd gedeeld door de totale populatie. Zo zien we duidelijk dat het aantal bouwvergunningen per huishouden in de gemeentes Antwerpen, Brugge, Gent, Leuven, Kortrijk, Tienen en gemeentes in de Brusselse rand bijzonder laag is. Een verklaring hiervoor is dat in deze gemeentes de hoeveelheid beschikbare bouwgrond eerder beperkt is. Verder zien we dat er afgelopen jaren vooral in de provincie Limburg, waar steden zoals Hasselt en Genk en hun randgemeenten Diepenbeek en Zonhoven donker kleuren, sprake is geweest van een sterke toename van het aantal bouwvergunningen.

<sup>6</sup> De tabellen met de resultaten van een fixed effects model voor appartementen en woonhuizen bevinden zich in tabel B.1 en B.2 van de appendix.

ningen per huishouden. Ook zien we dat een aantal grensgemeenten, zoals Lanaken, Dilsen-Stokkem en Maaseik in Limburg en Wuustwezel, Hoogstraten en Ravels in Antwerpen en de kustgemeenten, met uitzondering van de Brugge, een relatief sterke toename van het woningbestand kennen. Mogelijke verklaringen hiervoor zijn de grensmigratie van Nederlanders en de relatief jonge bevolking in de provincie Limburg.

## 4.1 Fixed effects model

Nu we de gebruikte methodologie en de data besproken hebben kunnen we overgaan tot de resultaten. In tabel 2 vindt de lezer een overzicht van de resultaten, zoals geschat met een simpel *fixed effects* model. De eerste kolom van de tabel geeft het aantal lags weer dat gebruikt wordt voor de prijsveranderingen. Zoals Green *et al.* (2005) reeds aanhaalden bestaat er een endogeniteitsprobleem wanneer we de prijsverandering in dezelfde periode (lag 0) als onafhankelijke variabele nemen. Wanneer het aanbod echter traag reageert op veranderingen in de prijs dienen we hiervoor te controleren door te kijken naar de relatie tussen veranderingen in het aanbod in de huidige periode en prijsverandering in vorige periodes (lag 1, lag 2, lag 3).  $\beta$  geeft de prijselasticiteit van het aanbod weer en  $\alpha$  geeft het gemiddelde weer van alle *fixed effects*.

**Tabel 2 Resultaten fixed effects model (prijselasticiteit van het aanbod)**

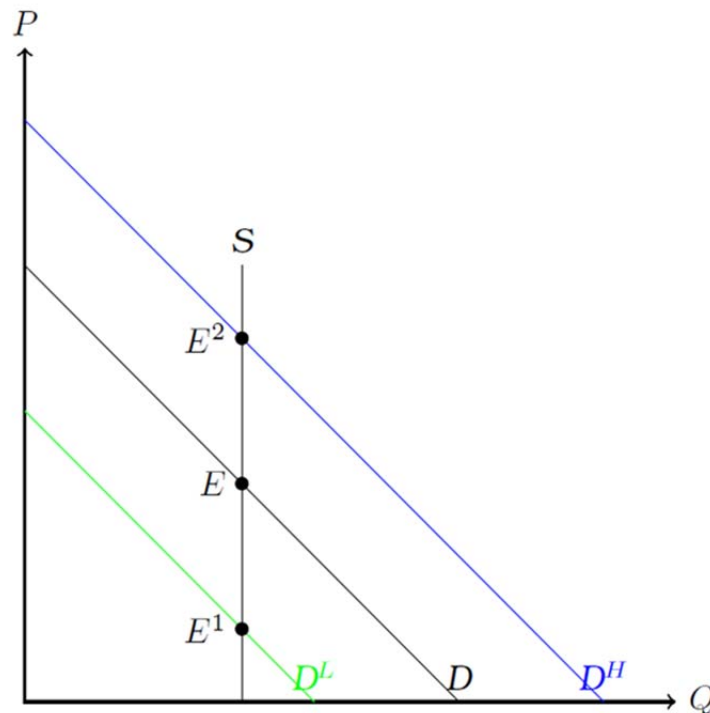
Lag $\Delta$ in (gemiddelde prijs (woningen, appartementen, villa's))		Bouwvergunningen/ aantal woongelegen- heden		Bouwvergunningen/ aantal huishoudens		$\Delta$ woongelegenheden/ aantal woongelegen- heden		$\Delta$ woongelegenheden/ aantal huishoudens	
		$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$
0	C	0,003*	0,013*	0,003*	0,015**	-0,002**	0,011*	-0,002**	0,013*
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	3,990	129,420	3,091	109,189	-2,693	145,719	-2,857	122,670
	P	0,000	0,000	0,002	0,000	0,007	0,000	0,004	0,000
	R <sup>2</sup>	0,003		0,001		0,001		0,001	
	Obs.	4 894		4 573		6 118		5 488	
1	C	0,004*	0,013*	0,004*	0,014*	-0,002*	0,011*	-0,003**	0,013*
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	4,686	130,041	3,862	109,496	-3,640	140,365	-4,100	117,844
	P	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	R <sup>2</sup>	0,003		0,002		0,002		0,002	
	Obs.	4 894		4 573		5 812		5 183	
2	C	0,002*	0,013*	0,001	0,015*	-0,001	0,011*	-0,002*	0,012*
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	2,436	131,406	1,358	109,578	-1,798	134,131	-2,508	110,246
	P	0,015	0,000	0,175	0,000	0,072	0,000	0,012	0,000
	R <sup>2</sup>	0,001		0,000		0,001		0,001	
	Obs.	4 894		4 573		5 506		4 878	
3	C	0,001	0,013*	0,000	0,015*	-0,001	0,011*	-0,001	0,012*
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	1,289	130,233	0,132	110,141	-1,382	129,112	-1,445	104,556
	P	0,198	0,000	0,895	0,000	0,167	0,000	0,149	0,000
	R <sup>2</sup>	0,000		0,000		0,000		0,000	
	Obs.	4 894		4 573		5 200		4 573	

\*\* p<0,01; \* p<0,05.



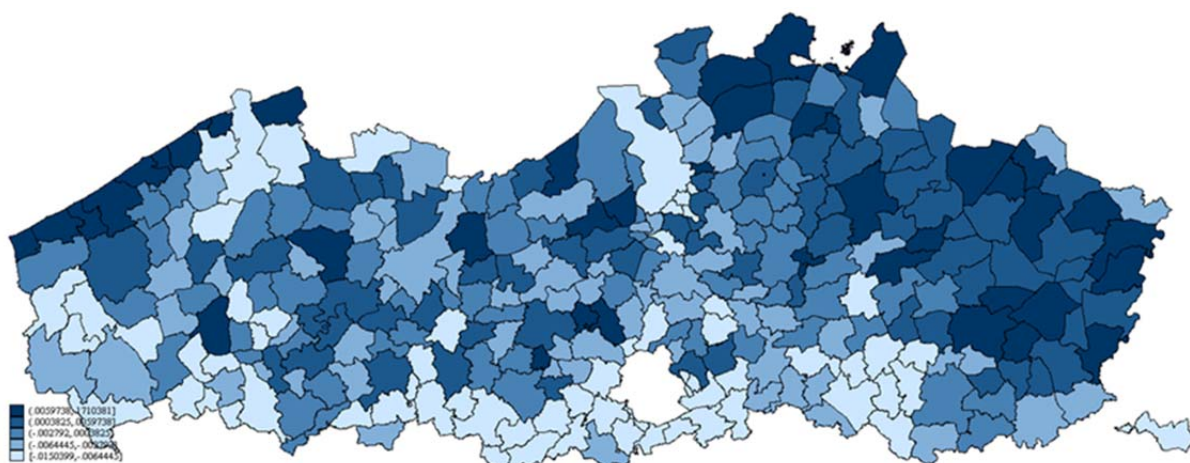
De linkse kolom ( $\beta$ ) voor iedere afhankelijke variabele geeft de prijselasticiteit weer en rechtste kolom is het gemiddelde van de *fixed effects*. De resultaten tonen duidelijk aan dat de prijselasticiteit van het aanbod in Vlaanderen zeer laag is. Dit impliceert dat de aanbodzijde nauwelijks reageert op veranderingen in de prijs. Grafisch kunnen we dit als volgt weergeven:

**Figuur 3** Inelastisch aanbod



Uiteraard heeft deze geringe aanbodelasticiteit belangrijke implicaties voor ons marktmechanisme. Wanneer het aanbod zeer inelastisch is, impliceert dit dat schokken aan de vraagzijde (verschuiving van de vraagcurve  $D$  naar  $D^H$ , een positieve vraagschok, of  $D^L$ , een negatieve vraagschok) voornamelijk vertaald worden in de prijs. Beleidsmatig betekent dit wanneer de overheid bijvoorbeeld eigenaars fiscaal wil stimuleren, bijvoorbeeld door middel van bijvoorbeeld de woonbonus, de fiscale stimulus voornamelijk zal leiden tot prijsstijgingen in een markt waar het aanbod inelastisch is. Anderzijds zullen negatieve schokken, te denken valt aan zoals de afschaffing van de woonbonus, waarschijnlijk leiden tot prijsdalingen. Enige voorzichtigheid is hier echter geboden, aangezien er vaak sprake is van inertie wanneer prijzen in neerwaartse richting gaan (Case & Shiller, 1989). Aangezien we tevens voor iedere gemeente een zogenaamd *fixed effect* hebben geschat kunnen we deze eenvoudig weergeven op een kaart. Het *fixed effect* is de gemeente-specifieke constante en dient geïnterpreteerd te worden als het de mate waarin bouwvergunningen verleend worden (gedeeld door het totale aantal huishoudens) onafhankelijk van bewegingen in de woningprijs.

Figuur 4 Fixed effects bouwvergunningen/huishoudens



De aandachtige lezer zal onmiddellijk opmerken dat de geschatte *fixed effects* nagenoeg overeenkomen met de initiële plot. Een blik op de regressietabel leert ons dan ook dat de prijsvariabele slechts een zeer gering percentage van de variatie in de data kan verklaren. Bijgevolg zullen de *fixed effects* nagenoeg gelijk zijn aan de gemiddeldes van de afhankelijke variabele overheen de tijd voor iedere gemeente. Het verklaren van deze *fixed effects* zou kunnen in een verdere analyse, maar valt buiten het bestek van deze tekst.

## 4.2 EM-algoritme

Uiteraard hebben we tot nog toe één enkele aanbodelasticiteit geschat op basis van de data van 306 gemeentes in Vlaanderen. Green *et al.* (2005) voerden in hun model een aparte regressie uit voor ieder stedelijk gebied.<sup>7</sup> Gezien de eerder beperkte tijdsdimensie van de dataset vinden wij dit echter niet opportuun in de huidige studie. Wel maken we gebruik van het EM-algoritme om enkele groepen van gemeentes te definiëren die gekenmerkt worden door een gelijkaardige prijs-elasticiteit van het aanbod. In tabel 3 vindt de lezer de resultaten van het EM-algoritme. Als afhankelijke variabele gebruiken we hier de verandering in de totale woningstock gedeeld door de woningstock.

<sup>7</sup> Green *et al.* (2005) voerden een aparte regressie uit voor iedere MSA, Metropolitan Statistical Area, in de VS.

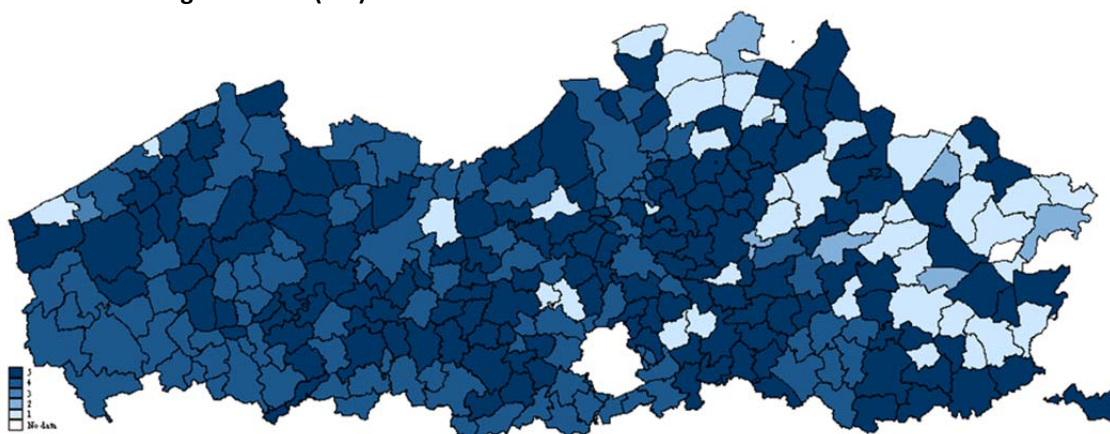
**Tabel 3 Resultaten EM-algoritme (prijselasticiteit van het aanbod)**

	<b>Δwoongelegenheden/aantal woongelegenheden</b>				
<b>Variabelen</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>
L.Δin(gemiddelde prijs)	-0,00276 (0,00207)	-0,00431 (0,00512)	-0,0146 (0,0279)	-0,00301** (0,000939)	-0,00156 (0,000929)
Constante	0,0156** (0,000252)	0,0193** (0,000688)	0,0258** (0,00256)	0,00808** (0,000119)	0,0115** (0,000116)
Obs.	858	130	21	1 943	2 857
R <sup>2</sup>	0,002	0,005	0,014	0,005	0,001

Standaard fouten tussen haakjes.

\*\* p<0,01; \* p<0,05.

Uit de tabel 3 blijkt duidelijk dat klasse 1, 4 en 5 de 3 grootste klassen zijn.<sup>8</sup> In klasse 2 en 3 zitten dan ook alleen enkele uitzonderingsgevallen. Klasse 1 bevat vooral gemeentes in Limburg, terwijl klasse 4 en 5 de andere gemeentes bedekken. Uit tabel 3 blijkt ook dat ondanks dat we toelaten voor 5 verschillende klassen van gemeentes de coëfficiënten nauwelijks in magnitude verschillen, hetgeen impliceert dat verdere regionale uitdieping hier verder niet noodzakelijk lijkt.

**Figuur 5 Indeling in klassen (EM)**

In deze sectie hebben wij een analyse van de prijselasticiteit voor de verschillende Vlaamse gemeentes gedaan. Een belangrijke conclusie op basis van de eerste resultaten is dat het aanbod in Vlaanderen niet of nauwelijks reageert in veranderingen in de prijs overheen de beschouwde periode (1996-2009). Deze relatieve inertie met betrekking tot prijzen impliceert dan ook dat de aanbodcurve ongeveer verticaal is (zie figuur 3). Het inelastische aanbod impliceert bovendien dat variabelen aan de vraagzijde de prijs gaan bepalen. McQuinn en O'Reilly (2008) en Vastmans en Buyst (2011) argumenteerden reeds dat de woningprijzen op lange termijn verklaard kunnen worden door ontwikkelingen in de koopkracht voor wonen. In de volgende sectie bespreken we de koopkracht voor wonen nogmaals en leggen we uit hoe we deze eenvoudig kunnen berekenen aan de hand van een zogenaamde annuïteitenformule. In de daaropvolgende sectie bespreken we de methoden die wij gaan toepassen om te bepalen of er inderdaad een langetermijnevenwicht

<sup>8</sup> Er zit geen natuurlijke orde in de klassen. Deze getallen hebben dan ook geen intrinsieke betekenis.

bestaat tussen woningprijzen, de koopkracht voor wonen en woningprijzen in naburige regio's. Aangezien we hier een regionaal woningprijsmodel construeren argumenteren we dat het belangrijk is rekening te houden met zowel ontwikkelingen binnen de eigen gemeente als woningprijzen in naburige gemeentes, die op hun beurt ook weer verklaard kunnen worden door ontwikkelingen in de koopkracht voor wonen en prijzen in naburige regio's.

## 4.3 Mogelijke verklaringen

In de vorige 2 secties vonden we dat de prijselasticiteit van het aanbod in Vlaanderen *bijzonder laag* is, hetgeen impliceert dat stimuli langs de vraagzijde voornamelijk zullen leiden tot prijsopdrijvende effecten. Hoewel deze studie niet tot doel heeft te komen tot een volledige omschrijving van de verklaringen en redenen voor de lage prijselasticiteit van het aanbod is het aangewezen toch een aantal mogelijke verklaringen te belichten. Om enkele mogelijke verklaringen te belichten maken we gebruik van een dwarsdoorsnede op 15 november van *www.immoweb.be*.<sup>9</sup> Op 15 november 2013 zien we dat er 881 vastgoedpromotoren en bouwbedrijven op Immoweb actief zijn (of zijn geweest) met een totaal van 5 649 panden verdeeld over 914 projecten. Uit deze cijfers kunnen we reeds een aantal mogelijke verklaringen afleiden.

Een eerste mogelijke reden zijn de relatief kleinschalige projecten van bouwpromotoren in België. Wanneer we een cross-sectie nemen van de 20 grootste bouwpromotoren actief op *www.immoweb.be* zien we dat de grootste bouwpromotor in België, Matexi, momenteel actief is in 84 projecten, met een totaal van 589 panden. Dit impliceert dat de gemiddelde projectgrootte 'slechts' 7 panden bedraagt. Wanneer we naar de totale portfolio bekijken zien we dat 881 vastgoedpromotoren op 15 november 2013 actief zijn op *www.immoweb.be* en dat deze bedrijven in totaal 5 649 panden aanbieden verdeeld over 914 projecten, hetgeen een gemiddelde projectgrootte van 6,18.

Daarbovenop zien we dat de bouwpromotoren zelf relatief kleinschalig zijn. Wanneer we kijken naar het totale marktaandeel van de 20 grootste actieve bouwpromotoren zie we dat dit ongeveer 52% ( $=2\,981/5\,649$ ) in termen van panden en 43% ( $=392/914$ ) in termen van projecten. Dit impliceert dat de Belgische markt voor nieuwbouwwoningen niet gekenmerkt wordt door enkele grote spelers, maar veel eerder door een hele resem aan kleinere vastgoedpromotoren en bouwondernemingen. Om dit nog meer in perspectief te zetten: het totale aantal (woningen + flats) bouwvergunningen in 2012 bedroeg 71 574. Mogelijk speelt hier ook de Belgische traditie, waar huishoudens zelf overgaan tot de bouw van hun eigen woning, een rol. Er wordt met andere woorden gebouwd wanneer hier-toe een zekere behoefte bestaat en veel minder uit speculatieve overwegingen.

Ook de Belgische bouwpromotoren vertonen over het algemeen weinig speculatief gedrag. Dit is misschien wel de belangrijkste verklaring voor de lage geobserveerde prijselasticiteit van het aanbod. Bouwpromotoren beginnen vaak pas met de daadwerkelijke uitvoering van een project wanneer een bepaald percentage van de woningen reeds verkocht is. Deze strategie voorkomt dat nieuwe woningen op de markt gebracht worden zonder dat hiervoor een eigenaar gevonden is. Een belangrijk gevolg hiervan is dat er weinig ruimte is voor leegstaande woningen die kunnen 'concurreren' met woningen op de secundaire markt

---

<sup>9</sup> Bron: [http://www.immoweb.be/nl/zoek-immo-promotor.htm?typemot=pro&mycurrent\\_section=global&](http://www.immoweb.be/nl/zoek-immo-promotor.htm?typemot=pro&mycurrent_section=global&)

**Tabel 4**      **Top 20 van vastgoedpromotoren en bouwbedrijven**

Bouwpromotor/bouwheer	Aantal projecten	Aantal panden	Gemiddelde grootte project
Matexi	84	589	7,01
GW Construct	81	93	1,15
Thomas & Piron	28	454	16,21
Algemene Ondernemingen Degroote NV	26	273	10,50
SF Construct	23	42	1,83
Woonplanners	13	276	21,23
Groep Sleuyter	13	106	8,15
Versluys Bouwgroep	12	90	7,50
Evillas nv	11	124	11,27
Group Loix	11	84	7,64
General Construction	11	73	6,64
Het Landgoed Development	10	88	8,80
Belgo - Flat	10	70	7,00
Delzelle SA	9	152	16,89
Minguet & Lejeune sa	9	115	12,78
BCA	9	67	7,44
Techno-Construct	9	45	5,00
Superhuis	8	61	7,63
Houyoux Constructions	8	59	7,38
GANDS	7	120	17,14
Totaal	392	2 981	7,60

Uit een studie van Isabelle Loris (2009) op basis van het Register Onbebouwde Percelen blijkt verder dat het bezit van beschikbare bouwgronden in Vlaanderen sterk versnipperd is, met slechts enkele grote partijen. De (regionale) overheden hebben slechts een eerder beperkte fractie van die gronden in eigendom. Een gevolg hiervan is dat (regionale) overheden niet in staat zijn op structurele basis grote percelen ‘op de markt te brengen’. Bovendien kan het versnipperde bezit van bouwgronden leiden tot een schaars *economisch* of feitelijk aanbod, de bouwgronden die daadwerkelijk aangeboden worden. Dit in tegenstelling tot het *juridisch* aanbod, het geheel van gronden dat mogelijk bebouwbaar is, dat ruim genoeg is.

## 5. De koopkracht voor wonen

Net als McQuinn en O'Reilly (2008) en Vastmans en Buyst (2011) veronderstellen dat de belangrijkste determinant voor woningprijzen op lange termijn de *koopkracht voor wonen* is. De intuïtie is dat huishoudens wedijveren tussen woningen en hun nut proberen te maximaliseren. Dit doen zij door het bedrag dat zij ontfangen van een financiële institutie te maximaliseren. Een groter budget stelt een huishouden immers in staat om een mooiere woning te kopen. Indien alle huishoudens echter deze strategie hanteren zal deze competitie leiden tot een hogere evenwichtsprijs. We definiëren de *koopkracht voor wonen* als volgt:

$$kvw_{it} = \frac{\alpha_{it}(1 - \bar{\tau}_{it})y_{it} + FS_{it}}{1 - \beta_{it}} * \frac{(1 - (1 + i_t)^{-T_{it}})}{i_t}$$

Waar  $\alpha_{it}$  de fractie van het beschikbare inkomen weergeeft dat een representatief huishouden bereid is te besteden aan het afbetalen van haar hypotheek.  $\bar{\tau}_{it}$  geeft de gemiddelde belastingvoet weer (voor het gemiddelde inkomen),  $y_{it}$  het bruto-inkomen,  $FS_{it}$  de fiscale stimulus (bouwsparen/woonbonus),  $\beta_{it}$  de eigen inbreng als een fractie van het te betalen bedrag,  $i_t$  de hypotheekrentevoet en  $T_{it}$  de gemiddelde looptijd van een hypotheek. De subscripten  $i$  en  $t$  verwijzen respectievelijk naar de gemeente en het jaar.

De *koopkracht voor wonen* wordt dus gedefinieerd als het bedrag dat een representatief huishouden in gemeente  $i$  op tijdstip  $t$  kan ontfangen bij de bank. We maken gebruik van een eenvoudige annuïteitenformule om de beslissing van de bank te simuleren. Meer exotische hypotheekformules, zoals de zogenaamde aflossingsvrije hypotheek en spaarhypotheek (die tot voor kort in Nederland gangbaar waren) zijn maar weinig ingeburgerd in België/Vlaanderen en worden dan ook niet onder beschouwing genomen.

De vetgedrukte parameters,  $\bar{\tau}_{it}$  (gemiddelde aanslagvoet) en  $FS_{it}$  (fiscale stimulus voor eigen woningbezit), zijn parameters waarover de federale overheid tot 2014 en de regionale overheden vanaf 2014 (in)direct kunnen beslissen. De fiscale stimulus voor eigen woningbezit wordt hier opgenomen in de koopkrachtformule, aangezien iedereen die een eigen woning verwerft hier van kan genieten. De huidige woonbonus kan dan ook beschouwd worden als een extra inkomensdeel dat gebruikt kan worden voor het afbetalen van de hypotheek. Vastmans en Buyst (2011) vonden reeds evidentie voor kapitalisatie-effecten van fiscale stimuli voor het eigen woningbezit in Vlaanderen en het lijkt dan ook opportuun om deze in de huidige setting ook te. Het opnemen van de fiscale stimulus in de formule impliceert bijgevolg ook dat aan de hand van het econometrische model wijzigingen in deze variabele gesimuleerd kunnen worden. Zo kan bijvoorbeeld het effect van het afschaffen van de woonbonus op woningprijzen gesimuleerd worden. Bemerkt dat we hier spreken over een lange termijn evenwicht en dat het model niet geschikt is om wijzigingen op korte termijn te simuleren. Ook kunnen verschillende scenario's omtrent wijzigingen in toekomstige interestvoeten geanalyseerd worden. Er kunnen met andere verschillende *policy counterfactuals* gesimuleerd worden.

Helaas is niet voor alle parameters die we nodig hebben om de *koopkracht voor wonen* te berekenen data beschikbaar. We dienen dan ook enkele assumpties te maken omtrent bepaalde parameters. Zo

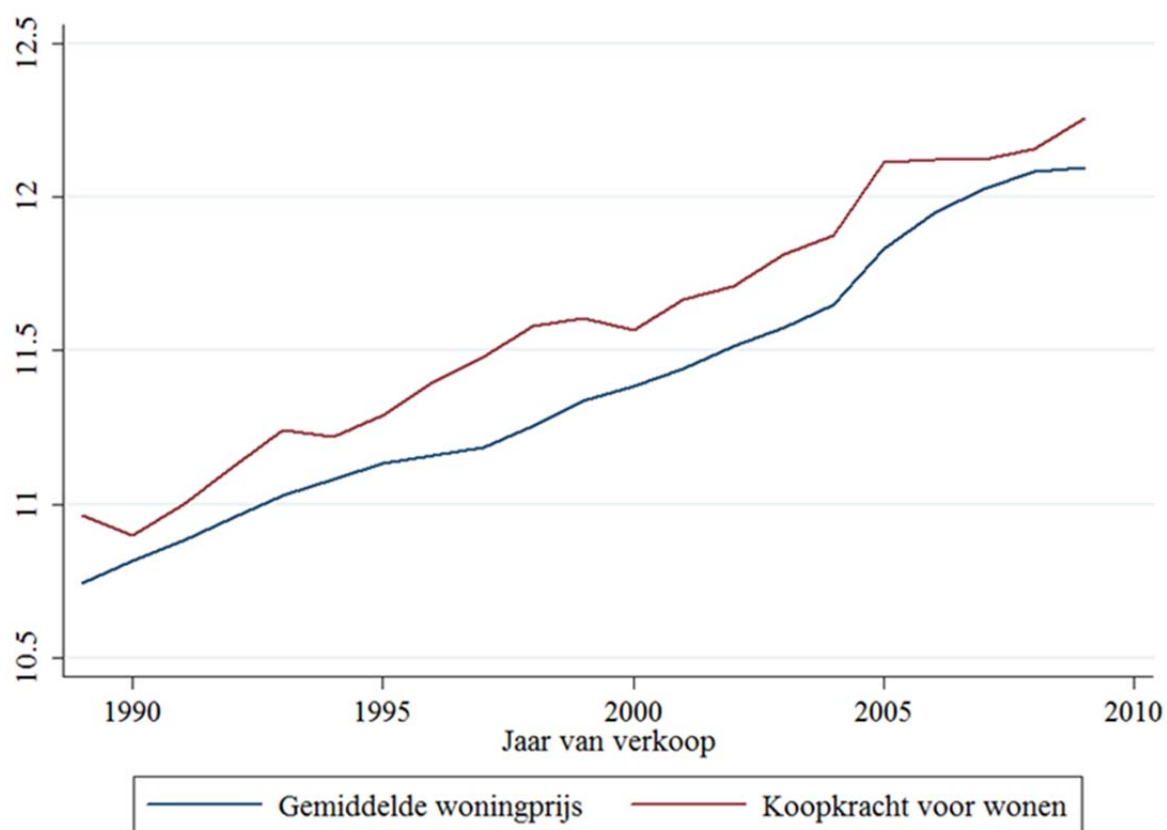
veronderstellen we dat  $\alpha_{it}$  gelijk is aan 0,3 (30% van het beschikbaar gezinsinkomen dient ter afbetaling van de uitstaande hypotheekschuld, zie ook: Heylen & Winters, 2009) voor iedere  $i$  en iedere  $t$ . Ook veronderstellen we dat  $\beta_{it}$  gelijk is 0,2 (80% van de woning wordt gefinancierd door middel van de hypotheek en 20% door eigen inbreng) en dat  $T_{it}$  gelijk is aan 20 (de looptijd van een representatieve hypotheek bedraagt 20 jaar). Uiteraard variëren sommige van de variabelen overheen de tijd en overheen regio's. Zo kan het bijvoorbeeld zijn dat een huishouden waar beide partners werkzaam zijn in de stad dienen te kiezen tussen 35% van hun inkomen gebruiken om de hypotheek af te betalen en te wonen in de stad (lage vervoerskosten) of 30% van hun inkomsten te gebruiken om de uitstaande hypotheek af te lossen en te wonen buiten de stad, met als gevolg dat zij hogere vervoerskosten hebben. Net als Vastmans en Buyst (2011) verhogen we de looptijd van hypotheeklen ook hier na 2005, aangezien de fiscale stimulus een incentive geeft om de looptijd te verlengen. Concreet verlengen we de looptijd met 0,4 jaar per jaar vanaf 2005.

De lezer dient tevens in het achterhoofd te houden dat wanneer wij de beslissing voor ieder huishouden apart zouden beschouwen de *koopkracht voor wonen* per definitie gelijk is aan de woningprijs. De assumpties die hier verondersteld worden zijn dan ook enkel een redelijk vertrekpunt met betrekking tot de parameters in ons model. Wij veronderstellen dan ook dat de *koopkracht voor wonen* de belangrijkste determinant is van woningprijzen op lange termijn en zullen dit in de empirische sectie statistisch (proberen te) valideren.

De figuur 6 toont duidelijk aan dat de koopkracht voor wonen en de woningprijs een gelijkaardig verloop kennen overheen de tijd. Beide variabelen zijn logaritmisch getransformeerd in de figuur. De toegenomen ontleningscapaciteit bij huishoudens, als gevolg van dalende interestvoeten en gunstigere woonfiscaliteit, lijkt dan ook onlosmakelijk verbonden met de sterke stijging van woningprijzen de afgelopen 2 decennia. In de volgende sectie bespreken we de verschillende econometrische modellen en technieken die wij zullen gebruiken om deze ook statistisch te valideren. Ook zullen we rekening houden met mogelijke spill-over effecten van woningprijzen in naburige gemeentes om de evolutie in woningprijzen te verklaren. Nadien zullen we aan de hand van enkele simulaties bepaalde scenario's met betrekking tot woonfiscaliteit en interestvoeten simuleren.

In de volgende secties zullen we zowel de *koopkracht voor wonen*, als woningprijzen, zowel in regio  $i$  als in naburige regio's, logaritmisch transformeren. De logaritmische transformatie heeft belangrijke implicaties voor de interpretatie van de resultaten. Een stijging van de onafhankelijke variabele met 0,01 is nu gelijk aan een stijging met 1%. De coëfficiënten (en *fixed effects*) dienen bijgevolg ook andere geïnterpreteerd te worden. Wanneer het *fixed effect* nu bijvoorbeeld gelijk is aan 0,03 impliceert dit dat de betreffende regio ongeveer 3% duurder is dan de referentiecategorie voor eenzelfde *koopkracht voor wonen*.

**Figuur 6** Evolutie (natuurlijke logaritme van) woningprijzen en (natuurlijke logaritme van) koopkracht voor wonen (gemiddelde overheen alle 306 Vlaamse gemeentes)







## 6. Langetermijnevenwichten

Een van de belangrijkste aspecten verbonden aan dit werk is het econometrisch valideren van bepaalde lange termijn evenwichten. Zo trachten we na te gaan of er een langetermijnrelatie bestaat tussen de woningprijzen, de *koopkracht voor wonen*, en woningprijzen in naburige regio's. In een vorige sectie beargumenteerden we reeds dat woningprijzen op lange termijn bepaald worden door de *koopkracht voor wonen*, zoals ook gedefinieerd in McQuinn en O'Reilly (2008) en Vastmans en Buyst (2011). Gezien de aard van onze dataset, waar meerdere variabelen geïntegreerd zijn van orde 1,<sup>10</sup> volstaat het niet een eenvoudige regressie uit te voeren tussen woningprijzen en de verklarende variabele(n). Wanneer een variabele geïntegreerd is van orde 1 impliceert dit dat de statistisch beste voorspelling voor de waarde van de variabele in de volgende periode de waarde van de variabele in de huidige periode is, met andere woorden een naïeve voorspelling. Empirisch kan worden nagegaan met behulp van een zogenaamde Augmented Dickey-Fuller (ADF) test of een variabele al dan niet geïntegreerd is van orde 1. De econometrische theorie stelt dat een regressie van 2 variabelen die geïntegreerd zijn van orde 1 leidt tot een zogenaamde *spurious regression*, wanneer beide variabelen niet gecoïntegreerd zijn. De term co-integratie wordt hier gebruikt om te duiden dat een lineaire combinatie van 2 variabelen die beiden afzonderlijk geïntegreerd zijn van orde 1 leidt tot storingstermen die geïntegreerd zijn van orde 0. Wanneer de storingstermen geïntegreerd zijn van orde 0 impliceert dit dat zij een constant gemiddelde en variantie kennen overheen de tijd en bijgevolg terug convergeren naar het gemiddelde wanneer zij hiervan afwijken. Meer concreet betekent co-integratie dat 2 variabelen, waarvan de beste voorspelling voor de volgende periode afzonderlijk de waarde van de variabele in de huidige periode is, gebruikt kunnen worden om elkaar te voorspellen, aangezien de storingstermen altijd terug zullen convergeren naar 0 (afwijkingen ten opzichte van 0 kunnen worden opgevangen in de constante). Zo vertonen bijvoorbeeld woningprijzen typisch een patroon dat  $I(1)$  is overheen de tijd, net als de cumulatieve hoeveelheid regenval en de *koopkracht voor wonen*. Een regressie van woningprijzen op de cumulatieve hoeveelheid regenval zal wellicht een significante coëfficiënt opleveren, hoewel we met enige zekerheid kunnen stellen dat er geen lange termijn evenwicht bestaat tussen woningprijzen en neerslag. Dit is dus een klassiek voorbeeld van een zogenaamde *spurious regression*. Het regressiemodel vindt een statistisch significant verband tussen woningprijzen en neerslag, maar dit is te wijten aan de aard van de datareeksen. In het vervolg van deze tekst zullen we echter wel valideren of er een lange termijn evenwicht bestaat tussen woningprijzen en de *koopkracht voor wonen*.

Zoals uit de voorgaande paragraaf blijkt is een (eenvoudige) manier om na te gaan of er een lange termijn evenwicht bestaat tussen twee datareeksen die beiden geïntegreerd zijn van orde 1 het uitvoeren van een regressie van de afhankelijke variabele (woningprijzen) op de onafhankelijke variabele (de *koopkracht voor wonen*) en vervolgens bepalen of de storingstermen geïntegreerd zijn van orde 0. Dit is wat de zogenaamde Engle-Granger (1989) benadering tracht te doen. De eerste stap bestaat er dan ook uit de afhankelijke variabele te regresseren op een (set van) onafhankelijke variabele(n) en de storingstermen te voorspellen. Een tweede stap voorziet in het uitvoeren van een ADF-

<sup>10</sup> Wanneer een variabele geïntegreerd is van orde 1 of hoger wordt in de econometrische literatuur ook wel gesproken over een niet-stationaire variabele, terwijl een variabele die geïntegreerd is van orde 0 ook wel een stationaire variabele wordt genoemd.

test op de geschatte storingstermen. Indien de geschatte storingstermen geïntegreerd zijn van orde 0 kunnen we besluiten dat er een langetermijnevenwicht bestaat tussen de afhankelijke en onafhankelijke variabelen. Indien de geschatte storingstermen geïntegreerd zijn van orde 1 dienen we te concluderen dat er sprake is van een zogenaamde *spurious regression* en dat er geen lange termijn relatie bestaat tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen.

Bemerkt dat de bovenstaande Engle-Granger benadering gebruikt kan worden wanneer we een enkele tijdreeks hebben voor zowel de afhankelijke als de onafhankelijke variabelen. Vermits dat we in de huidige setting gaan kijken naar een *regionaal* woningprijsmodel hebben we echter meerdere,  $N$ , datareeksen voor zowel de afhankelijke als de onafhankelijke variabelen. We dienen de Engle-Granger benadering dan ook aan te passen naar de aard van onze data (tijdreeksen voor elke gemeente). In de econometrische literatuur zijn er gelukkig de afgelopen jaren een groot aantal publicaties verschenen die dit probleem reeds aankaartten. We maken dan ook gebruik van de kennis die de afgelopen jaren is opgedaan met betrekking tot co-integratie testen in een panel setting. Enkele relevante publicaties zijn de werken van Levin *et al.* (2002), Im *et al.* (2003) en Pesaran (2007). Deze zogenaamde *panel unit root tests* voorzien in een enkele test-statistiek ten einde na te gaan of de geschatte storingstermen van panel regressies geïntegreerd zijn van orde 0 en zijn een natuurlijke extensie van de Augmented Dickey-Fuller test. Omwille van methodologische complicaties zullen wij opteren voor de laatstgenoemde *panel unit root* test. We zullen echter de testresultaten van alle *panel unit root tests* tonen.

## 7. Resultaten

### 7.1 Fixed effects model

In de methodologische sectie hebben we reeds aangehaald dat we in het regionaal woningprijs model op 2 verschillende manieren regionale differentiatie gaan aanbrengen. Een eerste mogelijkheid is het zogenaamde *fixed effects* model. Een eenvoudige *fixed effects* regressie van woningprijzen op de *koopkracht voor wonen* geeft ons de volgende resultaten:

Tabel 5 Resultaten fixed effects model (langetermijnevenwicht)

	(1)
Variabelen	Ln (gemiddelde_prijs)
Ln(koopkracht voor wonen)	0,985** (0.00335)
Constant	-0,0217 (0.0388)
Observaties	6 426
# gemeentes	306
R <sup>2</sup>	0,934

Standaard fouten tussen haakjes.

\*\* p<0,01; \* p<0,05.

Het *fixed effects* model leert ons dat er op lange termijn een verband bestaat tussen woningprijzen en de *koopkracht voor wonen* indien de geschatte storingstermen van de bovenstaande regressie *stationair* (geïntegreerd van orde 0) zijn. Teneinde na te gaan of de geschatte storingstermen *stationair* zijn gebruiken we de eerder genoemde *panel unit root* tests. We rapporteren 3 verschillende teststatistieken, namelijk: Levin, Lin en Chu (LLC, 2002); Im, Pesaran en Shin (IPS, 2003) en de CIPS-test (Pesaran, 2007). De testen verschillen in de onderliggende assumpties, maar het valt buiten het bestek van deze tekst deze assumpties te analyseren.

Tabel 6 Resultaten panel unit root tests (fixed effects)

	LLC test (2002)	IPS test (2003)	CIPS test (2007)
Test-statistiek	2,2239	27,7288	-2,747**
p-waarde	0,9869	1,0000	0,000

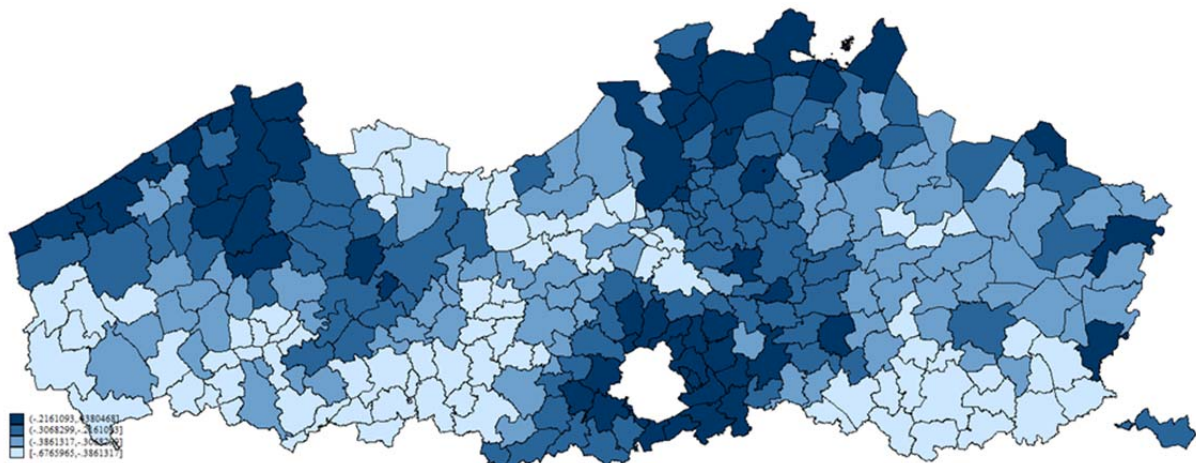
\*\* p<0,01; \* p<0,05.

Enkel de CIPS-test van Pesaran (2007) verwerpt de nulhypothese dat de geschatte storingstermen niet-stationair voor alle gemeentes. Er is met andere woorden geen eenduidig bewijs of de lange

termijn evolutie in woningprijzen samenhangt met ontwikkelingen in de *koopkracht voor wonen*. Merk echter wel op dat we hier slechts beschikking hebben over 21 jaar aan data (1989-2009), waardoor de tijdsdimensie relatief kort is voor het uitvoeren van deze panel unit root tests. Dit wordt nog versterkt door het feit dat de woningmarkt gekenmerkt wordt door inertie en relatief langdurige deviaties van evenwichten, waardoor het moeilijker wordt om een lange termijn evenwicht te vinden met behulp van dit type tests.

Voor de volledigheid geven we in figuur 7 de *fixed effects* weer zoals gevonden in ons model.

**Figuur 7** fixed effects basis model



De *fixed effects* komen duidelijk overeen met patroon in prijzen. Zo zien we dat de Brusselse rand, kustgemeenten en gemeentes ten noordoosten van Antwerpen gekenmerkt worden door hoge locatie-effecten. De interpretatie van deze *fixed effects* is dat een huishouden, *ceteris paribus*, meer bereid is te betalen voor deze gemeentes.

In het theoretisch model bespraken we reeds dat de woningprijzen in een regio niet alleen afhangen van factoren binnen die regio, maar ook van de woningprijzen in naburige regio's. In de methodologische sectie zagen we reeds dat de econometrische vertaling hiervan een zogenaamd *spatial lag* model is. In tabel 7 presenteren we dan ook een model waar de woningprijzen in gemeente  $i$  niet alleen afhangen van de *koopkracht voor wonen* in gemeente  $i$ , maar ook van de woningprijzen in naburige gemeentes.

**Tabel 7 Resultaten fixed effects model met spatial effects (langetermijnevenwicht)**

	(1)
Variabelen	Ln(gemiddelde_prijs)
Ln(koopkracht voor wonen)	0,318** (0,00984)
Rho	0,679** (0,00970)
Direct	0,360** (0,00788)
Indirect	0,631** (0,0106)
Totaal	0,991** (0,00828)
Observaties	6,426
R <sup>2</sup>	0,856
# gemeentes	306

Standaard fouten tussen haakjes.

\*\* p<0,01; \* p<0,05.

Uit de bovenstaande tabel blijkt duidelijk dat er een verband is tussen de woningprijzen in gemeente  $i$ , de woningprijzen in naburige regio's en de *koopkracht voor wonen* in gemeente  $i$ . Bemerkt echter dat de coëfficiënten niet eenvoudig zijn om te interpreteren. Zo heeft een stijging, een stijging van de *koopkracht voor wonen* in gemeente  $i$  een effect op de woningprijzen in gemeente  $i$ , die op hun beurt weer de woningprijzen in naburige gemeentes beïnvloeden. De prijsstijgingen in naburige gemeentes beïnvloeden op hun beurt weer de woningprijzen in gemeente  $i$ . Uit de bovenstaande redenering wordt reeds duidelijk dat de woningprijs tot stand komt door een complexe interactie. Teneinde het interpreteren van de resultaten te vergemakkelijken hebben we de directe, indirecte en totale effecten berekent volgens de methode van LeSage en Pace (2009). De directe effecten kunnen geïnterpreteerd worden als het effect voor gemeente  $i$  wanneer de *koopkracht voor wonen* verandert in gemeente  $i$ . Het indirecte effect is gelijk aan het effect voor gemeente  $i$  wanneer de *koopkracht voor wonen* verandert in alle andere gemeentes, behalve gemeente  $i$ . Het totale effect kan geïnterpreteerd worden als het effect van een simultane stijging/daling in de *koopkracht voor wonen* in alle gemeentes. Aangezien alle gemeentes in Vlaanderen overheen de beschouwde periode een gelijkaardige ontwikkeling hebben gekend in de *koopkracht voor wonen* kan besloten worden dat de *koopkracht voor wonen* in Vlaanderen 1 op 1 verhouding kent ten opzichte van woningprijzen.

**Tabel 8** Resultaten panel unit root tests (fixed effects model met spatial effects)

	LLC test (2002)	IPS test (2003)	CIPS test (2007)
Test-statistiek	-41,1530**	-39,6421**	-3,748**
p-waarde	0,000	0,000	0,000

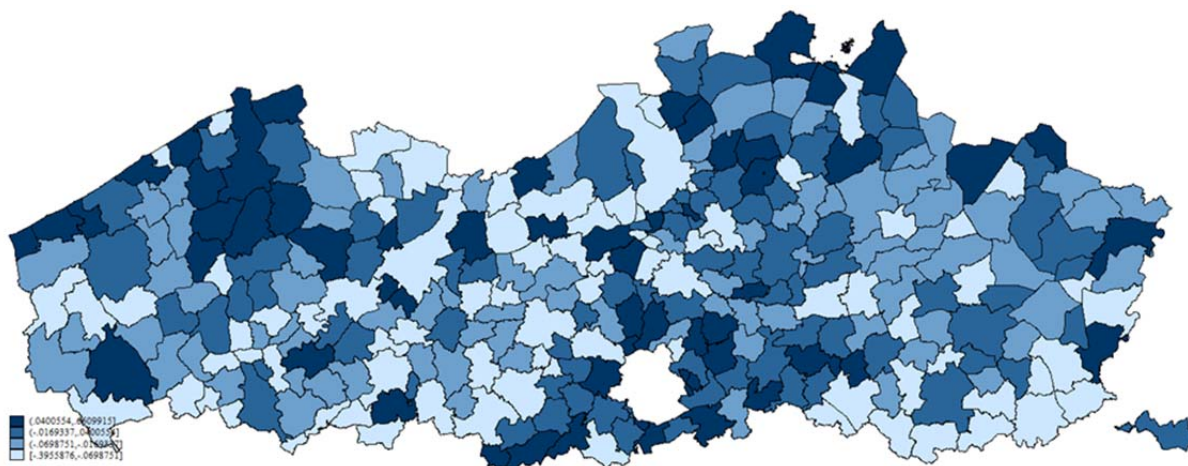
\*\* p<0,01; \* p<0,05.

Uit de resultaten van de *panel unit root* tests blijkt nu bovendien duidelijk dat de geschatte storings-termen *stationair* zijn, hetgeen impliceert dat we een lange termijn evenwicht gevonden hebben tussen onze afhankelijke variabele en de onafhankelijke variabelen. Hieruit blijkt dat het noodzakelijk is om rekening te houden met prijsontwikkelingen in naburige regio's om de prijsontwikkelingen in een willekeurige regio te verklaren. Bemerk ook dat de prijzen in naburige regio's op hun beurt weer afhangen van de *koopkracht voor wonen* en de prijzen in naburige regio's en dat bijgevolg de prijzen bepaald worden door de *koopkracht voor wonen*. Mathematisch kunnen we dit als volgt weergeven:

$$P_t = (I - \rho W)^{-1}(\alpha + \beta X_t + \varepsilon_t)$$

Uit de bovenstaande vergelijking blijkt duidelijk dat de prijzen op lange termijn enkel afhangen van de locatie-effecten en de *koopkracht voor wonen*.

In figuur 8 vindt de lezer een overzicht van de *fixed effects* zoals geschat door het model.

**Figuur 8** Fixed effects spatial model

Ook hier komen weer duidelijk enkele eerder gevonden patronen naar voren. Zo zien we weer de donker gekleurde Brusselse rand en de kuststreek. De *fixed effects* kunnen ook hier weer geïnterpreteerd worden als gemeente-specifieke locatie-effecten. Mensen zijn bereid meer te betalen voor een woning in de donker gekleurde regio's.

## 7.2 EM-algoritme

Het *fixed effects* model, waarvan we de resultaten hierboven hebben weergegeven, is een van de mogelijkheden om regionale differentiatie aan te brengen in het regionaal woningprijsmodel. Een

belangrijk nadeel echter is dat het *fixed effects* model wel aparte locatie-effecten schat, maar veronderstelt dat de coëfficiënten voor de *koopkracht voor wonen* en prijzen in naburige gemeentes constant zijn overheen de ruimte. Een andere interessante mogelijkheid om regionaal te differentiëren is dan ook het gebruik van een EM-algoritme. We schatten dezelfde 2 modellen (met en zonder woningprijzen in naburige regio's) en staan het algoritme toe om de gemeentes te verdelen in 5 klassen. We geven het algoritme verder maximaal 250 iteraties om tot convergentie te komen.

In tabel 9 vindt de lezer de resultaten van de 5 klassen in een model zonder woningprijzen in naburige regio's.

**Tabel 9 Resultaten EM-algoritme (langetermijnevenwicht)**

Klasse	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variabelen	Ln(gemiddelde_prijs)				
Ln(koopkracht voor wonen)	0,946** (0,00806)	1,010** (0,00550)	0,984** (0,0219)	1,095** (0,0194)	0,979** (0,00548)
Constante	0,555** (0,0936)	-0,408** (0,0637)	0,297 (0,252)	-1,574** (0,224)	0,0635 (0,0636)
Observaties	1 163	2 410	352	215	2 282
R <sup>2</sup>	0,922	0,933	0,852	0,937	0,933

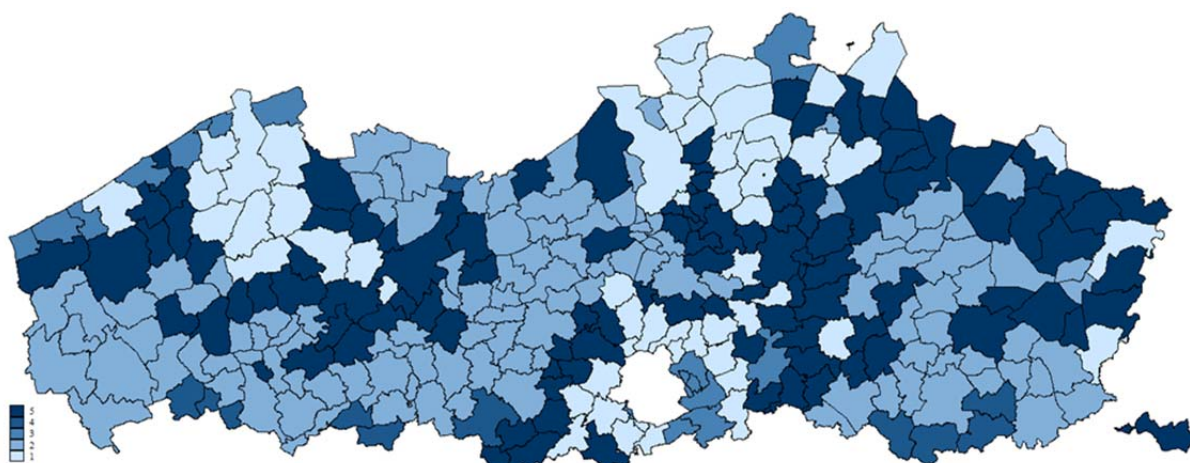
Standaard fouten tussen haakjes.

\*\* p<0,01; \* p<0,05.

Uit de regressietabel blijkt dat de resultaten voor de verschillende klassen allemaal gelijkaardig zijn. De coëfficiënten van de *koopkracht voor wonen* liggen allemaal rond 1, wat niet veel afwijkt van de resultaten die we eerder vonden van het *fixed effects* model. Wel zien we duidelijke verschillen in de intercepten. Zo zien we dat het intercept voor klasse 1 vrij hoog is. Tot klasse 1 behoren Brugge en haar randgemeenten, de Brusselse rand en Antwerpen en de residentiële gemeenten ten oosten van Antwerpen. Dit resultaat is redelijk intuïtief aangezien al deze gemeenten gekenmerkt worden door hun aantrekkelijke locatie. De 2de klasse wordt gekenmerkt door een lagere waarde van het intercept. De gemeentes die binnen deze klasse vallen zijn veelal landelijke gemeenten. Zo behoort bijvoorbeeld een groot gedeelte van de Westhoek en de landelijke gemeenten in Limburg tot klasse 2 volgens de resultaten van het EM-algoritme. De derde groep van gemeenten is relatief klein en omvat Leuven, de gemeentes ten zuidoosten van Brussel en enkele kustgemeenten. Ook deze gemeenten worden gekenmerkt door een relatief gunstig locatie-effect. Een vierde groep van gemeenten bestaat uit een klein aantal gemeenten die voornamelijk gelegen zijn langs de taalgrens. Deze gemeentes worden gekenmerkt door een laag locatie-effect. Een laatste groep van gemeenten bestaat uit Gent en een gedeelte van haar randgemeenten, de grensgemeenten in Antwerpen en Limburg en gemeentes ruwweg langs de assen Antwerpen-Tienen en Mechelen-Turnhout. Deze kennen noch een uitgesproken hoog locatie-effect, noch een uitgesproken laag locatie-effect. In figuur 9 vindt de lezer een overzicht van de gemeentes en de klasse waartoe zij behoren.



**Figuur 9** Indeling in klassen (EM)



Ook kunnen we hier de resultaten presenteren van de verschillende panel unit root tests.

**Tabel 10** Resultaten panel unit root tests (EM-algoritme)

	LLC test (2002)	IPS test (2003)	CIPS test (2007)
Test-statistiek	-29,4432**	-27,0452**	-3,248**
p-waarde	0,000	0,000	0,000

\*\*  $p < 0,01$ ; \*  $p < 0,05$ .

De resultaten tonen een gelijkaardig beeld in vergelijking met het *fixed effects* model met *spatial effects*. De resultaten dienen dan ook gelijkaardig geïnterpreteerd te worden.

Een volgende logische stap zou het schatten zijn van het EM-algoritme waar de woningprijs niet alleen afhangt van de *koopkracht voor wonen*, maar ook van woningprijzen in naburige regio's. Omwille van econometrische complicaties weerhouden we ons hiervan in deze studie. Frequent gebruikte schatters, zoals de kleinste kwadratenschatter, zijn niet geldig in een model met *spatial lag*. Aangezien het EM-algoritme op dit moment nog niet gecombineerd kan worden met schatters die dit probleem oplossen zullen we hier dan ook geen resultaten presenteren van het EM-algoritme en het model met een *spatial lag*. De coëfficiënten wijken immers zeer waarschijnlijk af van hun 'ware' waarden, wat tot foute interpretaties zou kunnen leiden.

## 8. Conclusie

In dit rapport hebben we een regionaal woningprijsmodel opgesteld dat een beeld dient te geven van de factoren die verantwoordelijk zijn geweest voor de prijsevoluties op regionale woningmarkten in Vlaanderen. Eerst hebben we aan de hand van een theoretisch model getoond welke factoren mogelijk een rol spelen in het regionaal woningprijsmechanisme. Het theoretisch model toonde reeds aan dat rekening gehouden dient te worden met ontwikkelingen binnen de eigen regio, woningprijzen in naburige regio's en het aanbod binnen de eigen regio. In een volgende sectie bespraken we de herkomst en inhoud van de verschillende data die wij in onze empirische analyses hebben gebruikt. Nadien bespraken we de manier waarop we regionale differentiatie binnen het model toelaten. Twee technieken, namelijk een zogenaamd *fixed effects* model en het EM-algoritme werden besproken. Vervolgens hebben we beide marktzijden behandeld en de resultaten geïnterpreteerd. In de eerste belangrijke empirische sectie analyseerden we de prijselasticiteit van het aanbod voor de verschillende Vlaamse gemeentes, vertrekkende van een eerder geschreven paper door Green *et al.* (2005). Uit de analyses bleek duidelijk dat het aanbod in Vlaanderen nauwelijks reageert op ontwikkelingen in prijzen. Dit heeft belangrijke implicaties voor het woningprijsmechanisme en impliceert dan ook dat de prijs voornamelijk gedreven wordt door ontwikkelingen aan de vraagzijde. Net als McQuinn en O'Reilly (2008) en Vastmans en Buyst (2011) starten we hier met de hypothese dat de *koopkracht voor wonen*, gedefinieerd als het maximale ontleningsbedrag (de hypotheek) dat een representatief huishouden kan ontfen bij een financiële institutie, de woningprijzen op lange termijn kan verklaren. Verder veronderstellen we in de huidige setting dat niet alleen de *koopkracht voor wonen* belangrijk is, maar dat ook ontwikkelingen in naburige gemeentes belangrijk zijn omwille van spill-over effecten. De resultaten toonden aan dat er inderdaad een langetermijnevenwicht bestaat tussen woningprijzen, de *koopkracht voor wonen* en woningprijzen in naburige regio's, die op hun beurt ook weer door dezelfde factoren verklaard kunnen worden.

Een van de meest belangrijke lessen die uit deze studie kunnen worden getrokken is dat een beleid dat gericht is op de vraagzijde van de markt, averechtse effecten kan hebben wanneer de markt gekenmerkt wordt door een inelastisch aanbod. Fiscale stimuli, zoals de woonbonus, gaan in een markt die gekenmerkt wordt door een inelastisch aanbod voornamelijk vertaald worden in prijsstijgingen. Het stimuleren van eigen woningbezit door middel van fiscale stimuli zorgt voor een opwaartse druk op prijzen, hetgeen ervoor zorgt dat wonen per saldo niet meer betaalbaar wordt. De gevonden resultaten komen dan ook overeen met het beeld dat wonen sinds de invoering van de woonbonus in 2005 niet betaalbaarder is geworden. Ook recente gebeurtenissen in buurland Nederland lijken in deze richting te wijzen. Het Nederlandse systeem van hypotheekrenteaftrek leidde tot voor enkele jaren tot hoge woningprijzen. Recente gebeurtenissen op financiële markten en onzekerheid met betrekking tot de mogelijke afschaffing van de ruime fiscale voordelen hebben echter geleid tot een sterke prijsdaling. Het afschaffen van de woonbonus in 2014 zou dan ook kunnen leiden tot een algemene prijsdaling op de Vlaamse woningmarkt. Een meer grondige analyse van de effecten wordt hier echter buiten beschouwing gelaten.



## BIJLAGEN



# Bijlage 1

**Tabel B1      Prijselasticiteit van het aanbod: appartementen**

Lag $\Delta$ in (gemiddelde prijs (apparte-menten))		Bouwvergunningen (t) /aantal woongelegen- heden (t-1)		Bouwvergunningen (t) /aantal huishoudens (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/Aantal woon- gelegenheden (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/aantal huis- houdens (t-1)	
		$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$
0	C	0,019**	0,073**	0,002**	0,007**	-0,012*	0,069**	-0,000	0,006**
	SE	0,007	0,001	0,001	0,000	0,005	0,001	0,000	0,000
	T	2,857	55,737	3,105	61,082	2,443	73,637	1,063	99,272
	P	0,004	0,000	0,002	0,000	0,015	0,000	0,288	0,000
	R <sup>2</sup>	0,002		0,001		0,001		0,000	
	Obs.	4 186		3 879		5 028		4 425	
1	C	0,016*	0,072**	0,002**	0,007**	-0,011*	0,066**	-0,001*	0,006**
	SE	0,007	0,001	0,001	0,000	0,005	0,001	0,000	0,000
	T	2,372	55,405	3,869	60,741	-2,503	73,834	-2,329	96,149
	P	0,018	0,000	0,000	0,000	0,012	0,000	0,020	0,000
	R <sup>2</sup>	0,002		0,002		0,001		0,000	
	Obs.	4 096		3 793		4 735		4 138	
2	C	-0,001	0,072**	0,001	0,007**	0,010*	0,062**	0,001	0,006**
	SE	0,006	0,001	0,001	0,000	0,004	0,001	0,000	0,000
	T	-0,156	56,668	1,422	61,125	2,345	73,249	1,848	90,721
	P	0,876	0,000	0,155	0,000	0,019	0,000	0,065	0,000
	R <sup>2</sup>	0,000		0,000		0,001		0,000	
	Obs.	3 996		3 698		4 443		3 856	

Lag $\Delta \ln$ (gemiddelde prijs (appartementen))		Bouwvergunningen (t) /aantal woongelegen- heden (t-1)		Bouwvergunningen (t) /aantal huishoudens (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/Aantal woon- gelegenheden (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/aantal huis- houdens (t-1)	
		$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$
3	C	0,006	0,070**	0,001	0,007**	0,003	0,059**	0,001**	0,006**
	SE	0,006	0,001	0,001	0,000	0,004	0,001	0,000	0,000
	T	1,071	56,472	1,266	60,710	0,818	80,392	2,716	87,259
	P	0,284	0,000	0,206	0,000	0,413	0,000	0,007	0,000
	R <sup>2</sup>	0,001		0,000		0,000		0,001	
	Obs.	3 872		3 579		4 155		3 579	

\*\* p<0,01; \* p<0,05.

**Tabel B2 Prijselasticiteit van het aanbod: woonhuizen**

Lag $\Delta \ln$ (gemiddelde prijs (woon-huizen))		Bouwvergunningen (t) /aantal woongelegen- heden (t-1)		Bouwvergunningen (t) /aantal huishoudens (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/aantal woon- gelegenheden (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/aantal huis- houdens (t-1)	
		$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$
0	C	0,001	0,009**	0,001	0,009**	-0,002**	0,008**	-0,003**	0,008**
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	1,830	126,960	0,846	121,017	-4,230	130,450	-5,606	126,418
	P	0,067	0,000	0,398	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	R <sup>2</sup>	0,000		0,000		0,003		0,005	
	Obs.	4 896		4 575		6 120		5 490	
1	C	0,000	0,009**	-0,001	0,009**	-0,002**	0,008**	-0,002**	0,008**
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	0,562	128,133	-0,940	121,930	-3,239	123,858	-4,574	119,703
	P	0,574	0,000	0,347	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000
	R <sup>2</sup>	0,000		0,000		0,002		0,004	
	Obs.	4 896		4 575		5 814		5 185	

Lag $\Delta \ln$ (gemiddelde prijs (woon-huizen))		Bouwvergunningen (t) /aantal woongelegen- heden (t-1)		Bouwvergunningen (t) /aantal huishoudens (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/aantal woon- gelegenheden (t-1)		$\Delta$ woongelegenheden (t)/aantal huis- houdens (t-1)	
		$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$	$\beta$	$\alpha$
2	C	-0,001	0,009**	-0,002**	0,009**	-0,001	0,008**	-0,002**	0,008**
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	-1,136	128,225	-2,831	121,013	-1,028	117,253	-2,754	111,072
	P	0,256	0,000	0,005	0,000	0,304	0,000	0,006	0,000
	R <sup>2</sup>	0,000		0,002		0,000		0,001	
	Obs.	4 896		4 575		5 508		4 880	
3	C	-0,001	0,009**	-0,001	0,009**	-0,000	0,008**	-0,002**	0,007**
	SE	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000	0,001	0,000
	T	-0,916	125,637	-1,164	119,615	-0,777	112,429	-2,885	106,072
	P	0,360	0,000	0,245	-0,000	0,437	0,000	0,004	0,000
	R <sup>2</sup>	0,000		0,001		0,000		0,002	
	Obs.	4 896		4 575		5 202		4 575	

\*\* p<0,01; \* p<0,05.





# Bibliografie

- Anselin L.** (1988), *Spatial Econometrics: methods and models*, Kluwer Academic, Dordrecht, Nederland.
- Anselin L.** (2003), 'Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics', *International Regional Science Review*, vol. 26, no. 2, p. 153-166.
- Beenstock M. & Felsenstein D.** (2010), 'Spatial error correction and cointegration in nonstationary panel data: regional house prices in Israel', *Journal of Geographical Systems*, vol. 12, p. 189-206.
- Cas K.E. & Shiller R.J.** (1989), *The behavior of home buyers in boom and post boom markets*, NBER working paper series, working paper no. 2748.
- Dempster A.P., Laird N.M. & Rubin D.B.** (1977), 'Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm', *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, vol. 39, no. 1, p. 1-38.
- DiPasquale D.** (1999), 'Why don't we know more about housing supply?', *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 18, no. 1, p. 9-24.
- Engle R.F. & Granger C.W.J.** (1987), 'Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing', *Econometrica*, vol. 55, no. 2, p. 251-276.
- Green R.K., Malpezzi S. & Mayo S.K.** (2005), 'Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources', *American Economic Review*, vol. 95, no. 2, p. 334-339.
- Heylen K. & Winters S.** (2009), *Betaalbaarheid van wonen in Vlaanderen: De budgetbenadering*, Steunpunt Ruimte en Wonen, Vlaanderen, België.
- Holly S., Pesaran M.H. & Yamagata T.** (2010), 'A spatio-temporal model of house prices in the USA', *Journal of Econometrics*, vol. 158, no. 1, p. 160-173.
- Im K.S., Pesaran M.H. & Shin Y.** (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, vol. 115, no. 1, p. 53-74.
- LeSage J. & Pace R.K.** (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Taylor & Francis, London, United Kingdom.
- Levin A., Lin C. & Chu C.J.** (2002), 'Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties', *Journal of Econometrics*, vol. 108, no. 1, p. 1-24.
- Loris I.** (2009), 'Particulier bezit meeste bouwgrond', *Ruimte*, vol. 4, p. 50-53.
- McQuinn K. & O'Reilly G.** (2008), 'Assessing the role of income and interest rates in determining house prices', *Economic Modelling*, vol. 25, no. 3, p. 377-390.
- Olsen E.O.** (1987), 'The Demand and Supply of Housing Services: A Critical Review of the Empirical Literature', in E.S. Mills (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 2, Elsevier, Amsterdam, Nederland.
- Pesaran M.H. & Smith R.** (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, vol. 68, no. 1, p. 79-113.
- Pesaran M.H.** (2007), 'A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence', *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, no. 2, p. 265-312.
- Quigley J.M.** (1979), 'What Have We Learned About Urban Housing Markets?', in P. Miezowski & M. Straszheim (eds.), *Current issues in urban economics*, Johns Hopkins University Press, Baltimore, M.D.

- Smith L.B., Rosen K. & Fallis G.** (1988), 'Recent Developments in Economic Models of Housing Markets', *Journal of Economic Literature*, vol. 26, no. 1, p. 29-64.
- Vastmans F. & Buyst E.** (2011), *Interest rates, house prices and the purchasing power for housing*, ENHR conference paper, Toulouse, Frankrijk.
- Vastmans F., de Vries P. & Buyst E.** (2011), *Het Vlaams woningmarktmodel: Nieuwbouwprognoses, de werking van de woningmarkt en regionaal ruimtegebruik*, Steunpunt Ruimte en Wonen, Vlaanderen, België.
- Witte J.** (1963), 'Microfoundations of the social investment schedule', *Journal of Political Economy*, vol. 13, no. 2, p. 203-233.